



Kommuntillägg till hemvårdsstödet
och dess samband med kvinnors arbetskraftsdeltagande

Unna Heimberg
Pro gradu-avhandling i nationalekonomi
Handledare: Eva Österbacka
Fakulteten för samhällsvetenskaper och ekonomi
Åbo Akademi
Våren 2020

ÅBO AKADEMI – FAKULTETEN FÖR SAMHÄLLSVETENSKAPER OCH EKONOMI

Abstrakt för avhandling pro gradu

Ämne: Nationalekonomi	
Författare: Unna Heimberg	
Arbetets titel: Kommuntillägg till hemvårdsstödet och dess samband med kvinnors arbetskraftsdeltagande	
Handledare: Eva Österbacka	
<p>Abstrakt:</p> <p>Kommuntillägg till hemvårdsstöd är ett förhöjt hemvårdsstöd som en kommun kan välja att erbjuda åt föräldrar som vårdar ett under 3-årigt barn hemma. Uppställningen leder till att beloppet för hemvårdsstödet varierar mellan kommunerna. Kommuntilläggets främsta syfte är att minska efterfrågan på småbarnspedagogik och förstärka familjers valfrihet då det kommer till dagvård av barn. I de flesta fall är mottagaren av ett hemvårdsstöd mamman i familjen, vilket innebär att stödets konsekvenser för deltagande i arbetskraften främst är synliga för kvinnor.</p> <p>Syftet med avhandlingen är att med hjälp av kommuntillägget studera hur ett förhöjt hemvårdsstöd sammanhänger med kvinnors arbetskraftsdeltagande. För att kunna tydliggöra sambandet mellan kommuntillägget och kvinnors sysselsättningsgrad i en kommun identifierades olika faktorer som ökar på oddset för att en kommun erbjuder kommuntillägg till hemvårdsstödet.</p> <p>Analysen utfördes med tvärsnittsdata från 2018 och beaktar alla kommuner i Fastlandsfinland. Avhandlingens forskningsfrågor besvarades genom två olika regressionsmodeller. Genom logistisk regressionsanalys estimerades hur befolknings- och kommunstrukturen sammanhänger med oddset att erbjuda ett tillägg till hemvårdsstödet. Sambandet mellan de förklarande variablerna och kvinnors sysselsättning estimerades däremot genom en traditionell OLS-regression.</p> <p>Enligt resultaten är kommuner som erbjuder ett kommuntillägg till hemvårdsstöd oftare tillväxtkommuner med god ekonomisk situation. Dessutom har medelåldern i kommunfullmäktige och den politiska sammansättningen ett positivt samband med förekomsten av kommuntillägget, medan andelen kvinnor i fullmäktige sänker oddset för att erbjuda tillägget.</p> <p>Sambandet mellan kommuntillägget och kvinnors sysselsättningsgrad är enligt resultaten positivt, till skillnad från tidigare forskningsresultat om samband mellan hemvårdsstöd och sysselsättning. Detta förklaras av att tillägget erbjuds med större sannolikhet i kommuner där sysselsättningen bland kvinnor är hög och där kommuntillägget därför behövs för att motivera mammor att stanna hemma och genom det minska efterfrågan på småbarnspedagogik.</p> <p>Studien bidrar till en uppdaterad uppfattning om vad som kännetecknar kommuner som erbjuder ett kommuntillägg till hemvårdsstöd. Det är däremot inte möjligt att dra direkta paralleller mellan kommuntillägg till hemvårdsstöd och det lagstadgade hemvårdsstödet, eftersom de är olika till karaktären och erbjuds av olika syften.</p>	
Nyckelord: kommuntillägg till hemvårdsstöd, hemvårdsstöd, småbarnspedagogik, kvinnors sysselsättning, arbetskraftsdeltagande	
Datum: 18.5.2020	Sidantal: 81

Innehållsförteckning

1. INLEDNING	1
1.1. BAKGRUND	2
1.2. FRÅGESTÄLLNING OCH RELEVANS	7
1.3. TIDIGARE FORSKNING	12
2. TEORI	16
2.1. OFFENTLIGT BESLUTFATTANDE	16
2.1.1. Medianväljarteoremet	17
2.1.2. Citizen candidate-modellen	20
2.1.3. Misslyckanden inom offentligt beslutsfattande	22
2.1.4. Diffusionshypotesen	23
2.2. ARBETSKRAFTSUTBUD	23
2.2.1. Preferensteori	29
3. DATA	31
3.1. UTFALLSVARIABLER	31
3.2. VARIABLER SOM BESKRIVER BEFOLKNINGSSTRUKTUREN	33
3.3. VARIABLER SOM BESKRIVER KOMMUNSTRUKTUREN	35
4. EMPIRISK FORSKNINGSMETOD	42
4.1. LOGISTISK REGRESSION	43
4.2. OLS-REGRESSION	45
5. RESULTAT OCH ANALYS	46
5.1. FÖREKOMSTEN AV KOMMUNTILLÄGGET	46
5.2. KVINNORS SYSSELSÄTTNING	51
5.3. ANALYS	54
6. MODELLSPECIFIKATION OCH DIAGNOSTIK	60
7. AVSLUTANDE DISKUSSION	65
KÄLLFÖRTECKNING	70
APPENDIX 1. MULTIKOLLINEARITET	75
APPENDIX 2. MODELLSPECIFIKATION	77
APPENDIX 3. GOODNESS-OF-FIT-TEST	78
APPENDIX 4. INFLYTELSERIKA OBSERVATIONER	79
APPENDIX 5. HETEROSKEDASTICITET	81

1. Inledning

Hemvård av barn och kvinnors arbetskraftsdeltagande går hand i hand. För hemvård av ett barn som är under 3 år har föräldrarna eller annan vårdare rätt att få ett hemvårdsstöd (Lagen om stöd för hemvård och privatvård av barn 1128/1996). I över 90 procent av fallen är mottagaren av stödet mamman i familjen, trots att det inte finns några egentliga hinder för pappan att stanna hemma (Folkpensionsanstalten, 2019). Detta antyder att det främst är kvinnors arbetskraftsdeltagande som påverkas av hemvårdsstöd. Kommuntillägg till stöd för hemvård av barn är en extra förmån utöver det lagstadgade hemvårdsstödet, som en kommun kan välja att betala för hemvård av barn. Kommunens incitament att erbjuda tillägget är ofta att minska efterfrågan på dagvårdsplatser (Räsänen et al. 2019).

Hemvårdsstödet betydelse och dess följder för såväl barnet, mamman, familjen och samhället har diskuterats och studerats länge. Finland har haft en stark tradition med hemvård för barn och betonat familjernas valfrihet (Hiilamo & Kangas, 2009), samtidigt som småbarnspedagogikens positiva inverkan på barnets utveckling bestyrkts av olika forskare (se t.ex. Karhula, Erola & Kilpi-Jakonen, 2016). Hemvård av barn har även en inverkan på kvinnors karriärs- och löneutveckling, som ofta anses motarbeta jämlikheten på arbetsmarknaden (Kosonen, 2013). Ur samhällsekonomiskt perspektiv kan hemvård också hämma en ökning i sysselsättningen, som blivit viktigare då en allt äldre befolkningsstruktur kräver att en allt större del av den arbetsföra befolkningen ska bidra med skatteintäkter (Finansministeriets publikationer 2019:49). Hemvård av barn är en mångfasetterad fråga och det är därmed avgörande att utöka förståelsen av de samhällsmekanismer som hör ihop med hemvårdsstödet.

Enligt en utredning gjord av Finlands Kommunförbund erbjöds kommundillägg till hemvårdsstöd i 48 kommuner år 2018 (Lahtinen & Svartsjö, 2018). Datamaterialet från utredningen har utökats med information från kommunernas egna webbsidor varefter antalet kommuner med kommundillägg stiger till 57, vilket omfattar drygt 40 procent av landets befolkning. Dessa kommuner är mycket olika i många avseenden, vilket innebär att det inte finns tydliga kännetecken för en kommun som erbjuder kommundillägg till hemvårdsstödet. Genom att studera dessa kommuner och jämföra dem med resten

av kommunerna är det möjligt att identifiera skillnader mellan kommunerna. Kan dessa skillnader fördjupa förståelsen av hur hemvårdsstödet sammanhänger med kvinnors sysselsättning?

Avhandlingens syfte är att genom kommuntillägg till hemvårdsstöd studera hurdana samband ett hemvårdsstöd har på kvinnors arbetskraftsdeltagande. För att kunna förstå sambandet mellan hemvårdsstöd och kvinnors sysselsättning identifieras först de variabler som skiljer kommuner med kommuntillägg från andra kommuner. Studien utförs med hjälp av regressionsanalys.

1.1. Bakgrund

Familjer i Finland kan enligt lagen om stöd för hemvård och privatvård av barn (1128/1996) få ett stöd för anordnande av dagvård för ett barn hemma istället för att använda en dagvårdsplats inom den kommunala småbarnspedagogiken. Efter att föräldraledigheten tar slut då barnet är cirka nio månader gammalt, kan stöd för hemvård betalas tills barnet fyller tre år. Hemvårdsstöd kan också betalas för syskon som är äldre än tre år och som vårdas hemma. Stödet betalas som vårdpenning, vars belopp år 2020 är 341,69 euro per kalendermånad för ett barn under tre år, 102,30 euro för varje följande barn under tre år samt 65,73 euro för barn som är över tre år men under skolålder. Om familjens inkomster underskrider en inkomstgräns, kan familjen vara berättigad till ett vårdtillägg.

Finansieringen av vårdpenningen och vårdtillägget sköts av kommunen. Folkpensionsanstalten (FPA) ansvarar för utbetalningen av stöden och kommunerna betalar ersättning till FPA på grundval av de stöd som ska betalas till berättigade invånare i kommunen (Räsänen et al. 2019).

I över 90 procent av fallen är mottagaren av vårdpenningen mamman i familjen (Folkpensionsanstalten, 2019). Därför är det tydligt att hemvården av barn i dagsläget oftast sköts av mamman, vilket i sin tur påverkar arbetskraftsdeltagandet. Det är därför också i första hand kvinnors arbetskraftsutbud som kommer att påverkas av potentiella förändringar i hemvårdsstödet.

Hemvårdsstödet belopp kan variera inom landet i och med ett kommuntillägg till hemvårdsstödet. Enligt lagen om stöd för hemvård och privatvård av barn (1128/1996) kan beloppen för

vårdpenningen och vårdtillägget höjas genom ett kommuntillägg¹ om den kommun som svarar för finansieringen bestämmer så. En kommun kan därmed genom ett fullmäktigebeslut ta i eller ur bruk ett kommuntillägg. FPA och kommunen kan genom ett avtal komma överens om att FPA verkställer utbetalningen av kommuntillägget, men i övriga fall sköter kommunen utbetalningen själv. Om kommunen väljer att ingå ett avtal med FPA, lägger FPA vissa kriterier för tillägget. Om kommunen sköter utbetalningen själv kan kriterierna bestämmas fritt (Räsänen et al. 2019).

Kommuntillägg till hemvårdsstöd erbjuder en möjlighet att studera hur ett förhöjt hemvårdsstöd sammanhänger med kvinnors deltagande i arbetskraften. Genom uppställningen kan kommunerna delas in i två grupper: de som erbjuder tillägget och de som inte gör det. Vad är det som skiljer dessa två kommungrupper och kan skillnaderna påverka variationen i kvinnors sysselsättningsgrad?

År 2018 erbjöd 57 kommuner kommuntillägg av Fastlandsfinlands 295 kommuner. Statistiken baserar sig på en utredning som Finlands Kommunförbund sammanställde under våren 2018 då svarsprocenten bland fastlandskommuner var 86 procent.² I utredningen, som genomförs av Kommunförbundet vartannat år, sammanställs information om kommuntillägget. Informationen samlas in genom en enkät som skickas ut till kommunerna. I genomsnitt var kommuntilläggets storlek 147 euro per barn per månad år. Kommuntillägg till hemvårdsstöd har enligt trenden använts flitigast i stora och mellanstora kommuner (Lahtinen & Svartsjö, 2018).

Enligt Kommunförbundets rapport hade 85 procent av kommunerna fastställt specifika kriterier för utbetalningen av kommuntillägg till hemvårdsstödet. Det vanligaste kriteriet var att alla barnen i familjen ska vårdas hemma och att vårdaren ska vara någondera föräldern. Utöver dessa kunde kriterierna innebära att tillägg betalas endast för det yngsta barnet eller att hemvårdsperioden har en viss minimigräns (Lahtinen & Svartsjö, 2018).

¹ Med kommuntillägg avses om inte annat nämns det tillägg till hemvårdsstödet som en enskild kommun bestämmer om. Kommuntillägg kan även betalas för användning av privat dagvård.

² Kommunförbundets utredningar ger inte en fullständig bild av kommuntilläggets användning ute i kommunerna, eftersom alla kommuner inte svarar på enkäten. Enligt rapporten var antalet kommuntilläggskommuner 48 stycken 2018. Utredningen kan ändå användas som grund i avhandlingens undersökning. Datamaterialet har utökats med information från kommunernas egna webbsidor, vilket lett till att antalet kommuner med kommuntillägg stiger till 57 stycken i avhandlingens empiriska del.

Kommuntillägg till hemvårdsstödet har sitt ursprung i en lagreform, som år 1985 jämställde hemvården med den kommunala dagvården och som gjorde att hemvårdsstödet blev en lagstadgad rättighet. Kring decennieskiftet 1980–1990 började allt fler kommuner erbjuda kommundillägg till hemvårdsstödet, eftersom det fanns ett behov att minska den ökade efterfrågan som den subjektiva rätten till dagvård orsakade i kommunerna. Subjektiv rätt till dagvård innebär att vårdnadshavaren till ett barn kan välja det vårdalternativ som hen anser vara bäst för barnet. Alternativen är hemvård, kommunal dagvård eller privat dagvård (Miettunen, 2008).

Under den ekonomiska krisen i början av 1990-talet valde många familjer att sköta barnen hemma. Då minskade kommunernas behov att erbjuda kommundillägg, vilket ledde till att tilläggen nästan försvann. I slutet på 1990-talet svängde konjunkturen och kommundilläggen blev vanligare igen, främst som en följd av en förbättrad sysselsättning i landet. En bidragande orsak var också att det gjordes en del nedskärningar i det nationella lagstadgade hemvårdsstödet (Miettunen, 2008).

Från och med 1990-talets senare hälft ökade antalet kommuner som erbjöd kommundillägg till hemvårdsstödet. Ökningen avstannade 2012 och efter det har allt fler kommuner avstått från kommundillägget (Räsänen et al. 2019). Trots att förekomsten sjunkit sedan år 2012 har flera av de stora och mellanstora kommunerna fortfarande kvar tillägget. En betydande andel av barnfamiljerna omfattas därmed fortfarande av dessa tillägg (Lahtinen & Svartsjö, 2018).

Orsaken till att en kommun väljer att erbjuda kommundillägg till hemvårdsstödet är ofta kommunens strävan till att minska efterfrågan på platserna inom småbarnspedagogiken. På så sätt kan kommunerna undvika kostnader som skulle orsakas av att tvingas ordna flera platser inom småbarnspedagogiken. Genom tillägget kan plötsliga efterfrågechocker åtgärdas relativt snabbt jämfört med alternativet att starta nya daghemsgrupper eller till och med helt nya daghem (Räsänen et al. 2019). Enligt lagen om småbarnspedagogik (540/2018) är en kommun skyldig att ordna småbarnspedagogik i den omfattning och i den form som behovet i kommunen förutsätter.

Enligt Kommunförbundets utredning verkar det dock vara oklart om kommundillägget verkligen påverkar efterfrågan på den kommunala småbarnspedagogiken. Enligt de enkätsvar som Kommunförbundet fick in från kommunerna ansåg cirka 46 procent att kommundillägget inte har någon inverkan på efterfrågan på dagvårdsplatser. En dryg fjärdedel (27,1 %) av kommunerna

svarade att de inte kunde avgöra om kommuntillägget påverkat efterfrågan. Detta är intressant, eftersom hemvårdsstöd (och även kommuntillägget) beviljas endast om ett barn inte deltar i småbarnspedagogiken under stödperioden (Lahtinen & Svartsjö, 2018).

Utöver kommuntillägg till hemvårdsstödet kan en kommun välja att erbjuda ett kommuntillägg för användning av privat producerad dagvård. Detta är också ett sätt att minska efterfrågetrycket på de kommunala dagvårdsplatserna. Kommuntillägg för privat dagvård är vanligast i stora och medelstora kommuner, men de regionala skillnaderna är stora. Enligt Kommunförbundets utredning, betalade 97 kommuner ett kommuntillägg för privat dagvård år 2018. År 2016 var antalet kommuner 109 (Lahtinen & Svartsjö, 2018). Privat producerad dagvård är vanligast i södra Finland och Norra Österbotten (Räsänen et al. 2019).

Vid sidan om kommuntillägget för hemvård och privat dagvård är servicesedlar ett tredje sätt för kommunerna att avstyra efterfrågan från de kommunala dagvårdsplatserna. Enligt lagen om servicesedlar inom social- och hälsovården (569/2009) kan en kommun erbjuda en servicesedel för att anordna den lagstadgade dagvården. I dessa fall finansierar kommunen användarens servicekostnader upp till värdet på servicesedeln. Användaren har en valfrihet att välja serviceproducent utifrån de aktörer som kommunen godkänt. Kunden har även rätt att avböja en servicesedel. Då måste kommunen erbjuda kommunalt producerad service (Lahtinen & Svartsjö, 2018).

År 2018 användes servicesedel inom småbarnspedagogiken i 75 av de 255 kommuner som svarade på Kommunförbundets enkät. Det antal kommuner som erbjuder servicesedel har ökat under de senaste åren (jämfört med 25 kommuner år 2012), och verkar vara ett allt mer populärt sätt att producera privata dagvårdsplatser, jämfört med kommuntillägget för privat dagvård (Lahtinen & Svartsjö, 2018).

Kommuntillägg till hemvårdsstöd, kommuntillägg för privat dagvård och servicesedel för småbarnspedagogik är alla åtgärder som anses påverka efterfrågan på de kommunalt producerade dagvårdsplatserna. Det är däremot endast kommuntillägg till hemvårdsstödet som uppmuntrar föräldrar (i praktiken mammor) att stanna hemma med barnet. För att kunna studera kvinnors

deltagande i arbetskraften är det därför kommuntillägg till hemvårdsstödet som är av specifikt intresse.

Tabell 1 ger en överblick över användningen av kommuntillägg till hemvårdsstöd, kommuntillägg för privat dagvård samt servicesedlar. Kommuntillägg till hemvårdsstöd används allt mer sällan, medan servicesedeln blivit ett vanligare sätt att avstyra efterfrågan. Kommuntillägg för användning av privat dagvård har använts flitigt ute i kommunerna och maximibeloppet har stigit kraftigt de senaste åren.

Tabell 1. Sammanfattning av enkätsvar från Kommunförbundets utredningar 2008–2018

	2008	2010	2012	2014	2016	2018
Kommunantal i Fastlandsfinland	399	326	320	304	297	295
Kommuner som svarat på KF:s enkät	375	326	320	288	256	255
Kommuner som erbjuder kommuntillägg till hemvårdsstöd, st. (%)	79 (21 %)	84 (26 %)	99 (31 %)	85 (30 %)	60 (23 %)	48 (19 %)
Medelvärde, €/barn	151	144	148	148	152	147
Variationsintervall, €/barn	50–250	50–250	50–264	50–264	36–252	36–300
Kommuner som erbjuder kommuntillägg till privata dagvården, st. (%)	135 (36 %)	127 (39 %)	137 (43 %)	123 (43 %)	109 (43 %)	97 (42 %)
Variationsintervall, €/barn	50–800	50–797	50–747	50–1185	50–860	50–1210
Kommuner som erbjuder servicesedlar, st. (%)			25 (8 %)	38 (13 %)	48 (19 %)	75 (30 %)
Servicesedelns värde, variationsintervallet i snitt				424– 1066 €	371– 1148 €	408– 1115 €

Källa: Lahtinen & Svartsjö, 2018

Enligt Räsänen et al. (2019) är kommunernas och statens målsättningar motstridiga i fråga om hemvård av barn. För kommunerna är det billigare om föräldrarna väljer att vårda barnet hemma jämfört med att barnet skulle delta i den kommunala småbarnspedagogiken. Kommunen kan alltså i vissa fall sträva efter att minimera sina kostnader inom småbarnspedagogiken och i och med det stödja

hemvård av barn. Staten vill däremot främja jämställdhet mellan könen i sysselsättningen och i fråga om uppdelningen av barnets omsorg (Räsänen et al. 2019).

Eftersom förekomsten och storleken av samt kriterierna för kommuntillägget varierar mellan kommunerna befinner sig barnfamiljerna i olika situationer runtom i landet efter att föräldraledigheten tagit slut. Kriterierna leder också till att barnfamiljer inom en kommun behandlas på olika sätt. Utifrån de olika kommuntilläggen kan de finska kommunerna delas in i fyra grupper: 1) kommuner som erbjuder kommuntillägg till hemvårdsstöd, 2) kommuner som erbjuder kommuntillägg till privat vård, 3) kommuner som erbjuder båda samt 4) kommuner som inte erbjuder något kommuntillägg. I och med detta kan familjernas val angående dagvården av barn se väldigt olika ut (Räsänen et al. 2019). Detta påverkar i sin tur föräldrarnas arbetskraftsdeltagande.

1.2. Frågeställning och relevans

Avhandlingens syfte är att genom noggrannare granskning av kommunerna identifiera faktorer som sammanhänger med ett förhöjt hemvårdsstöd och kvinnors sysselsättningsgrad. Som verktyg för studien används kommuntillägg till hemvårdsstödet, som höjer det lagstadgade hemvårdsstödet i cirka 20 procent av Finlands kommuner. Först identifieras kännetecknen som skiljer kommuner som erbjuder kommuntillägg från kommuner som inte erbjuder tillägget. Kan dessa kännetecknen även förklara variationen i kvinnors deltagande i arbetskraften? Avhandlingens två forskningsfrågor kan därmed preciseras enligt följande:

1. Skiljer sig kommuner med ett kommuntillägg till hemvårdsstöd från andra kommuner?
2. Kan skillnaderna förklara sambandet mellan hemvårdsstöd och kvinnors arbetskraftsdeltagande?

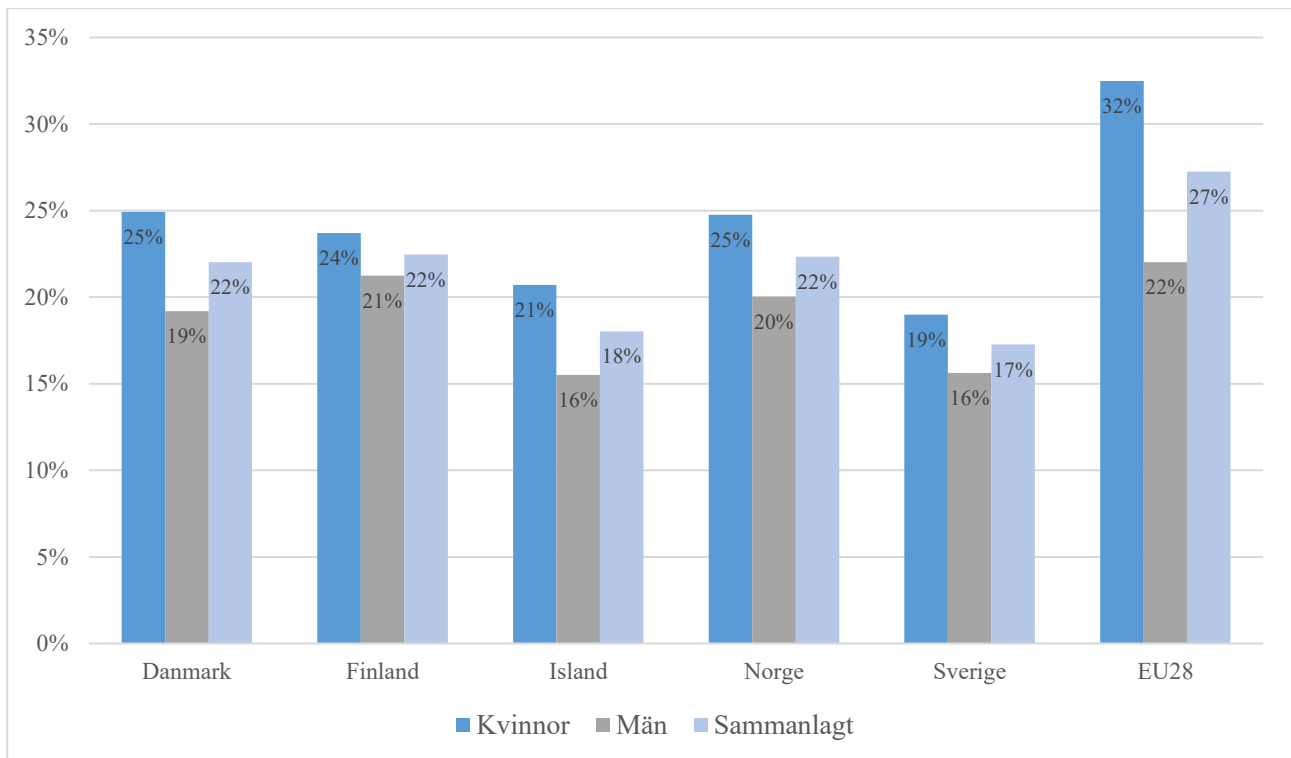
Genom att besvara dessa frågor kan avhandlingen öka förståelsen av sambandet mellan hemvårdsstödet och kvinnors arbetskraftsdeltagande. Kan studien identifiera variabler som sammanhänger med kommuntillägget och kvinnors arbetskraftsdeltagande?

Arbetskraftsdeltagande och sysselsättningsgrad är närbesläktade begrepp inom arbetskraftsstatistiken, som i vardagligt språk kan misstas för synonymer. Arbetskraftsdeltagande (eller relativt arbetskraftstal) är en indikator som beskriver hur stor andel av befolkningen i arbetsför ålder (15–74 år) är tillgänglig på arbetsmarknaden som arbetskraft. Till arbetskraften tillhör alla de som är sysselsatta eller arbetslösa (Finlands officiella statistik, 2019a). Sysselsättningsgraden är i sin tur en indikator som beskriver de sysselsattas andel av befolkningen i samma ålder. För kvinnornas sysselsättningsgrad beaktas endast kvinnorna i samma ålder (Finlands officiella statistik, 2018).

Föräldrar som stannar hemma på vårdledighet placeras i statistiken utanför arbetskraften och räknas därför inte heller med i sysselsättningen (Finlands officiella statistik, 2018). Trots att arbetskraftsdeltagande och sysselsättningsgraden skiljer sig från varandra har föräldrar på vårdledighet en likadan effekt på båda indikatorerna. Om antalet föräldrar på vårdledighet ökar, minskar både arbetskraftsdeltagandet och sysselsättningsgraden.

I avhandlingen kommer både arbetskraftsdeltagande och sysselsättningsgrad att användas som indikatorer. I ett större sammanhang är det motiverat att tala om arbetskraftsdeltagande eftersom hemvårdsstödet påverkar föräldrars incitament att stanna utanför arbetskraften helt och hållet, och därmed inte vara tillgängliga på arbetsmarknaden som arbetskraft. Då analysen går vidare till att studera skillnader mellan kommunerna är det motiverat att använda kvinnors sysselsättningsgrad som mått. Det är kvinnors beteende på arbetsmarknaden som är av intresse då olika kommuner jämförs.

Att studera arbetskraftsdeltagande är intressant och relevant ur många synvinklar. Finland har ett relativt lågt arbetskraftsdeltagande jämfört med till exempel Sverige och Island, vilket framgår ur figur 1. I Danmark och Norge är andelen personer som inte deltar i arbetskraften på ungefär samma nivå som i Finland. Jämfört med EU är nivån låg i hela Norden. Statistiken antyder dock att Finland har en relativt sett stor grupp personer i arbetsför ålder som stannar utanför arbetskraften av olika skäl. Ur ett nationalekonomiskt perspektiv är det intressant att studera vad som ligger bakom fenomenet och vilka incitament som styr valet att träda in på arbetsmarknaden.



Figur 1. Andelen personer i arbetsför ålder (15-64 år) som inte deltar i arbetskraften år 2018.

Källa: Nordic Statistics (2020)

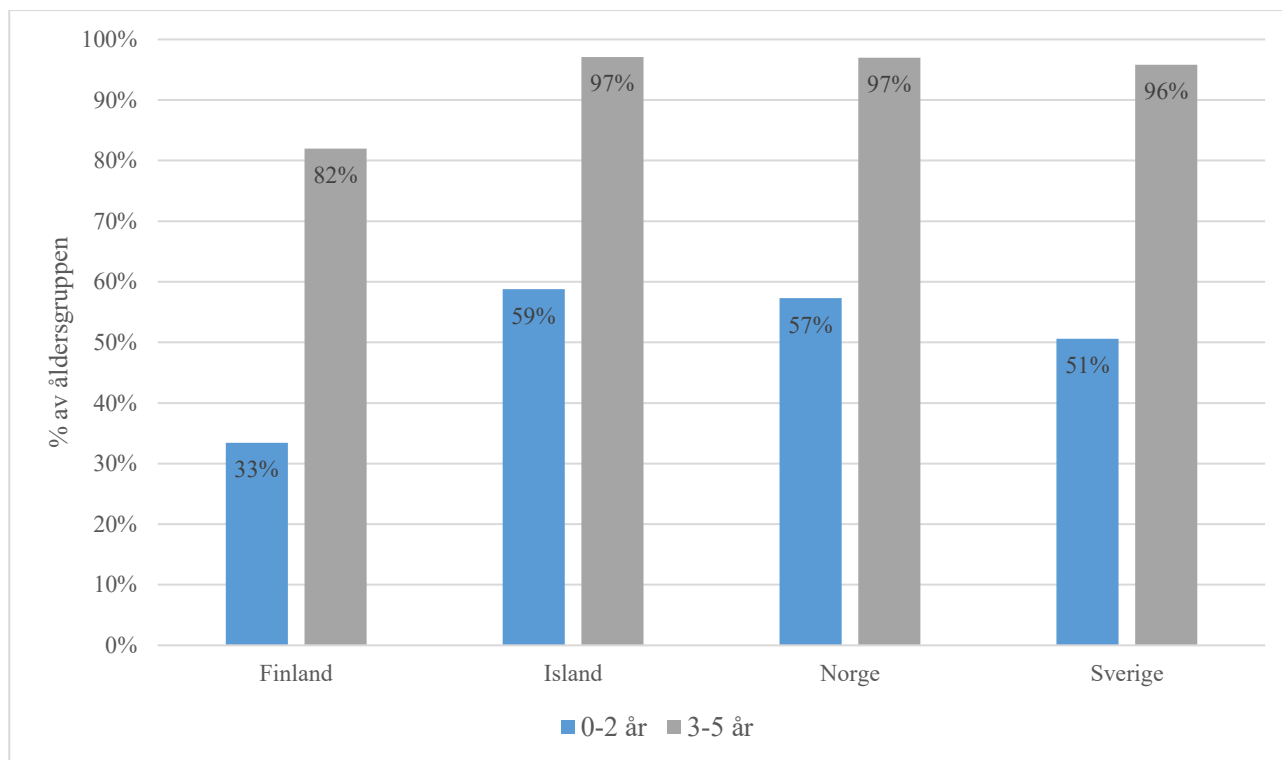
Arbetskraftsdeltagandet och i förlängningen sysselsättningsgraden är intressanta fenomen ur ett ekonomiskt perspektiv. Den offentliga ekonomin och välfärdssamhället är beroende av skatteintäkter som bärs upp från bland annat förvärvsinkomster. Olika förändringar i samhällsstrukturen, så som en allt äldre befolkning, har lett till att de offentliga utgifterna stiger snabbare än intäkterna (Finansministeriets publikationer 2019:49). Detta ökar på skattetrycket. För att motarbeta denna utveckling har Sanna Marins regering satt som mål att antalet sysselsatta ska öka med minst 60 000 personer före år 2023 och genom detta balansera den offentliga ekonomin. Enligt regeringsprogrammet ska sysselsättningsåtgärderna minska ojämlikheten och inkomstskillnaderna i landet (Statsrådets publikationer 2019:32).

Även om det inte finns några officiella hinder för pappan att stanna hemma på vårdledighet, är det i de allra flesta fallen mamman i familjen som efter föräldraledigheten stannar hemma. Enligt FPA:s statistik över betalt hemvårdsstöd, var endast 7,5 procent av mottagarna män år 2019 (Folkpensionsanstalten, 2019). Därför är det relevant ur ett jämställdhetsperspektiv att studera hur hemvårdsstödet och arbetskraftsdeltagandet hänger ihop. Det har visat sig, att kommundillägg till

hemvårdsstöd har ett samband med en lägre nivå av kvinnors arbetskraftsdeltagande medan inget samband kunde påvisas för män (Kosonen, 2013).

Ett tillägg till diskussionen om hemvårdsstödet inverkan på arbetskraftsdeltagandet är att barnet faller utanför småbarnspedagogiken i situationer där föräldrarna väljer att sköta barnet hemma. Studier om småbarnspedagogikens inverkan på barnets framtida inläring och utveckling har visat att barn som deltagit i småbarnspedagogiken från tidig ålder studerar längre och på högre nivå (Karhula, Erola & Kilpi-Jakonen, 2016). Utöver detta anses småbarnspedagogiken vara ett sätt att skapa jämlika utvecklingsförutsättningar för alla barn. Speciellt de barn som kommer från familjer med utländsk bakgrund eller svagare ställning har väldigt stor nytta av småbarnspedagogiken (Karila, 2016).

I denna diskussion måste även familjers valfrihet lyftas fram. Den allmänna opinionen och argumentet för hemvårdsstöd har länge varit, att familjerna ska ha rätt att bestämma om barnets vård eftersom småbarnspedagogiken inte ingår i läroplikten (Miettunen, 2008). I och med den senaste forskningen om småbarnspedagogikens inverkan på barn, är det dock viktigt att lyfta fram de positiva effekterna av att barnet deltar i kommunal eller privat dagvårdsverksamhet. I figur 2 visas andelen barn som deltar i småbarnspedagogiken i Finland, Island, Norge och Sverige. Trots att kvinnors arbetskraftsdeltagande var på ungefär samma nivå i Finland och Norge, deltar finska barn i mindre utsträckning i småbarnspedagogiken. På längre sikt kan detta påverka Finlands konkurrenskraft inom humankapital (Toivanen-Visti, 2019).



Figur 2. Andelen barn som deltar i småbarnspedagogiken år 2017.

Källa: Nordic Statistics (2019)

Slutligen kan en ökad förståelse för relationen mellan hemvårdsstödet och arbetskraftsdeltagandet hjälpa kommuner att bereda och ta beslut som har ändamålsenliga effekter. Kommunernas incitament att skära ner på sina utgifter är för tillfället väldigt stora, vilket kan återspeglas som en ovilja att satsa på nya investeringar till exempel inom småbarnspedagogiken. Den kommunala ekonomin har försvagats under 2018 och denna utvecklingsriktning kommer enligt prognosen att fortsätta även under de kommande åren (Finansministeriets publikationer 2019:52).

Även inom statsförvaltningen kan tjänstemän och beslutfattare ha nytta av att på ett djupare plan förstå relationen mellan hemvårdsstöd och kvinnors arbetskraftsdeltagande. Hur kan reformer inom föräldraledigheten, vårdledigheten och småbarnspedagogiken påverka ena förälderns val att stanna hemma eller träda in på arbetsmarknaden?

I ljuset av diskussionen ovan kan det konstateras, att kommuntillägg till hemvårdsstöd är ett intressant och relevant ämne att studera. Forskningsfrågorna berör flera aktuella samhällsfenomen, allt från ökade offentliga utgifter till jämlikhet mellan könen.

1.3. Tidigare forskning

Hemvårdsstödet inverkan på mammors deltagande i arbetskraften har studerats en del både i Finland och utomlands. Hur de så kallade kommuntilläggskommunerna skiljer sig från andra kommuner har däremot studerats relativt lite, trots att kommuntillägget varit en del av dagvårdssystemet sedan 1980-talet (Miettunen, 2008). Härnäst presenteras ett antal studier inom ämnet för att kunna kartlägga befintliga och väsentliga forskningsresultat. Genom en litteraturgenomgång blir det tydligare var avhandlingen står i förhållande till annan forskning inom ämnet.

Som grund för avhandlingens första frågeställning används Miettunens (2008) studie *Lasten kotihoidon tuen kuntalisät osana suomalaista päivähoitojärjestelmää*. Studien behandlar kommuntillägg till hemvårdsstödet och är publicerad av FPA. Undersökningens huvudsyfte är att fylla forskningstomrummet om kommuntillägget genom att studera vilka faktorer som hänger ihop med att en kommun erbjuder ett kommuntillägg. Utöver detta studerade Miettunen vilka faktorer som påverkar kommuntilläggets generositet. Miettunens studie ligger på kommunnivå, vilket är i enlighet med syftet av denna avhandling. Studien omfattar åren 1998 och 2005.

Genom en logistisk regressionsanalys har Miettunen kontrollerat för effekten av olika förklarande variabler då kommuntillägg till hemvårdsstödet är utfallsvariabeln. Författaren använde sig av tolv olika faktorer som hon ansåg ha en inverkan på kommunernas användning av kommuntillägg (Miettunen, 2008). Här presenteras i första hand de förklarande variabler som Miettunen fann stöd för i sin studie.

Studiens resultat tyder på att kommuntillägget ofta används i kommuner där det finns behov av att minska kommunala dagvårdens efterfrågetryck. Det är alltså inte överraskande att en växande andel barn under tre år i kommunen ökar sannolikheten för att en kommun erbjuder kommuntillägg. Effekten är statistiskt signifikant både år 1998 och 2005 (Miettunen, 2008).

Även kommunens inkomstkattesats har en negativ, signifikant effekt på sannolikheten. Då kommunalskatteprocenten ökar minskar sannolikheten. Detta hänger ihop med Miettunens hypotes om att kommuner med stabil ekonomi erbjuder kommuntillägget i högre grad. Stabil ekonomi definierar hon som låg arbetslöshet, låg kommunalskattesats och positivt verksamhetsbidrag per

invånare. I sin analys inkluderade Miettunen utöver skattesatsen även kvinnors sysselsättningsgrad som en slags ekonomisk variabel, och resultaten tyder på att en högre sysselsättningsgrad bland kvinnor i fertil ålder ökar på sannolikheten. Effekten är inte statistiskt signifikant men ändå värd att notera, eftersom den deskriptiva statistiken tyder på att kommuntilläggskommunerna har högre sysselsättningsnivå bland kvinnor (Miettunen, 2008).

Nettoinflyttningen och kommunernas invånarantal är också variabler som påverkar kommuntilläggets sannolikhet positivt. Dessa har signifikanta effekter i Miettunens studie. Dessa två hänger även ihop. Nettoinflyttningen tenderar vara högst i stora städer och deras grannkommuner. I och med en allt snabbare flyttrörelse, är kommuntillägget en snabb åtgärd för att dämpa efterfrågan på dagvårdsplatserna (Miettunen, 2008).

Invånarantalets relevans är även i linje med Kommunförbundets uppföljning av kommuntilläggens användning i kommunerna. Kommuntillägg till hemvårdsstöd erbjöds i högre grad i stora och mellanstora kommuner 2018. Av de nio finska kommunerna med över 100 000 invånare erbjöd fyra stycken ett kommuntillägg. Dessa var Helsingfors, Esbo, Vanda och Uleåborg. I dessa städer bodde det 2018 över 50 000 barnfamiljer med åtminstone ett barn under 7 år; cirka 27 procent av hela landets barnfamiljer (Finlands officiella statistik, 2019c). I kommungrupperna med 20 000–50 000 samt 50 000–100 000 invånare användes kommuntillägget i cirka 25 procent av kommunerna (Lahtinen & Svartsjö, 2018).

Av Kommunförbundets utredning framgår det också, att hela 46 procent av kommuntilläggskommunerna bedömde, att användningen av tillägget inte hade minskat efterfrågan på dagvårdsplatserna inom småbarnspedagogiken. 27 procent av kommunerna hade upptäckt en minskning i efterfrågan och resterande 27 procent kunde inte bedöma hur kommuntillägget påverkat efterfrågan (Lahtinen & Svartsjö, 2018). Detta tyder på att kommunerna åtminstone i någon grad använder sig av kommuntillägget också på grund av andra faktorer än ett stort efterfrågetryck på dagvårdsplatserna.

Tervola (2015) har i sin tur forskat i hur invandrarbefolkningen använder sig av hemvårdsstödet. I studien lyfts fram, att hela 75 procent av mammorna med flyktningbakgrund bor i kommuner som erbjuder ett kommuntillägg till hemvårdsstöd, medan andelen av urbefolkningen som bor i dessa

kommuner endast är 47 procent (Tervola, 2015). Detta kan förklaras av att invandrare ofta samlas i de större städerna där även kommuntillägget är vanligare. Det kan dock också finnas ett annat samband mellan en växande invandrarbefolkning och erbjudandet av kommuntillägget. Enligt förordningen 1336/1994 för barndagvård, ska småbarnspedagogiken omfatta stödandet av kulturen och språket i fråga om olika invandrargrupperns barn. Detta kan innebära större kostnader inom småbarnspedagogiken, vilket kan vara en morot för kommunen för att införa ett kommuntillägg (Tervola, 2015).

I Miettunens studie presenteras många faktorer som påverkar förekomsten av kommuntillägget. Dessa kommer till en grad att användas som en grund för denna studie. Det finns dock utrymme för att uppdatera listan på de förklarande variabler som Miettunen använde. En ökad invandring, allt snabbare urbanisering och snabb minskning i nativiteten leder till att kommunernas verksamhetsmiljö ser väldigt annorlunda ut nu jämfört med åren 1998 och 2005, som omfattas i Miettunens studie. Tanken är att kunna inkludera förklarande variabler som på ett nytt sätt kan belysa bakomliggande orsaker till kommuntilläggets användning i kommunerna. Sedan Miettunens studie har även användningen av kommuntillägget förändrats då allt färre kommuner erbjuder tillägget. Därför kan en ny studie med nytt datamaterial ge ett annorlunda resultat.

I andra delen av denna avhandling kommer det att studeras hur faktorerna som påverkar kommunernas användning av kommuntillägget också hänger ihop med kvinnors deltagande i arbetskraften.

Räsänen et al. (2019) har studerat hemvårdsstödens inverkan på kvinnors återgång till arbetet efter barnets födsel. Studien uppmärksammar både familjers egna preferenser samt effekten av yttre faktorer, så som familjeledigheter. Med hjälp av Cox regressionsanalys granskas hemvårdsstödet inverkan på mammornas sannolikhet att träda in på arbetsmarknaden (Räsänen et al. 2019). Enligt studien skjuts mammornas inträde på arbetsmarknaden upp av ett kommuntillägg till hemvårdsstöd och effekten är statistiskt signifikant då kommuntilläggets belopp överskrider 150 euro i månaden. Sannolikheten att sysselsätta sig var 18 procent lägre för mammor som var berättigade till kommuntillägget jämfört med mammor som inte var det. I kommuner där kommuntillägg för privat dagvård var högt förflyttade sig mammorna också snabbare tillbaka till arbetskraften (Räsänen et al. 2019).

För att kunna studera effekten av kommuntilläggets belopp tillsammans med mammans arbetsmarknadssituation före föräldraledigheten, använde sig Räsänen et al. av olika interaktionstermer. Resultaten tyder dock på, att mammans arbetsmarknadssituation inte hade en signifikant betydelse på vårdledighetens längd, utan kommuntillägg till hemvårdsstöd sköt upp inträdet på arbetsmarknaden för alla olika grupper (Räsänen et al. 2019).

Peutere et al. (2014) har i sin artikel studerat kommuntilläggets inverkan på kvinnors arbetskraftsdeltagande på lång sikt. I studien användes registerdata på individnivå. Med hjälp av förloppsanalys (*trajectory analysis*), kunde utvecklingen i longitudinella data delas in i olika utvecklingsstigar. Enligt studien är det mer sannolikt att kvinnor, som är bosatta i en kommun som erbjuder kommuntillägg till hemvårdsstöd och som vid barnets födsel inte har en fast anställning, återgår långsammare till arbetsmarknaden efter första barnets födsel. Hela 71 procent av de kvinnor som enligt studien hade en svag arbetsmarknadsanknytning bodde i en kommuntilläggskommun i början av observeringsperioden.

Även Kosonen (2013) har studerat kommuntillägget och dess effekt på föräldrars arbetskraftsutbud genom att se på uppställningen som ett naturligt experiment. Kosonen har använt sig av en *difference-in-differences*-modell och jämför utfall från mammor från olika kommuner före och efter införandet av ett kommuntillägg. Utfallsvariabeln är en arbetskraftsutbudsindikator. Kosonen använde sig av mikrodata på individnivå från 1994 till 2005. Hans resultat tyder på att en 100 euros ökning i kommuntillägget leder till 3 procents minskning i kvinnors arbetskraftsdeltagande. Ingen liknande effekt kunde identifieras för män.

Resultaten från dessa studier tyder på att hemvårdsstödet påverkar kvinnors deltagande i arbetskraften. Därför är det relevant att studera skillnader mellan kommuntilläggskommuner och andra kommuner och på så sätt kunna utvidga forskningen om hur ett ekonomiskt hemvårdsstöd påverkar kvinnors deltagande i arbetskraften.

2. Teori

Det teoretiska ramverket för avhandlingen består av teorier om offentligt beslutsfattande, beslutsfattande kring offentlig ekonomi och arbetskraftsutbud. Teorierna kompletteras med resultat från relevant empirisk forskning samt sammankopplingar till avhandlingens ämne.

Kommuntillägget till hemvårdsstöd tas i bruk genom ett beslut i kommunfullmäktige. Därför är det motiverat att redogöra för teorier om beslutsfattandet och vad som möjligtvis kan driva folkvalda politiker till att ta ett visst beslut. Under vissa omständigheter kan det offentliga beslutsfattandet misslyckas, och effekterna av ett beslut kan vara oönskade. Teorier om misslyckat beslutsfattande inkluderas även i detta kapitel.

Kommuntilläggets samband med kvinnors arbetskraftsdeltagande förklaras med hjälp av teorier om arbetskraftsutbud. Hur påverkas incitamenten att erbjuda arbetskraft då småbarnsföräldrar har tillgång till ett förhöjt hemvårdsbidrag i form av ett kommundillägg? Skiljer forskningen på arbetskraftsutbudet mellan män och kvinnor?

2.1. Offentligt beslutsfattande

Beslutsfattande kring offentlig ekonomi behandlar frågor som gäller offentliga beslutsfattare, deras beslut, grunderna till besluten och vad de drivs av vid beslutsfattande. Kommuntillägg till hemvårdsstöd tas i bruk genom ett offentligt beslut, och därför är denna teoriram relevant.

Enligt kommunallagen ska alla kommuner i Finland ha ett folkvalt fullmäktige, som fungerar som det högsta beslutsfattande organet i kommunen (410/2015). Fullmäktigeledamöterna representerar sina väljares åsikter i fullmäktige, och är därmed beslutsfattare i en representativ demokrati.

En del teorier om beslutsfattande i en representativ demokrati antar att folkvalda politiker är röstmaximerande, och vill därför ta sådana beslut, eller åtminstone indikera en sådan åsikt utåt, som maximerar rösterna i följande val (Gruber, 2011). Hur detta kan uppnås förklaras teoretiskt med hjälp

av exempelvis medianväljarteoremet. Nedan presenteras resonemanget kring teoremet, som börjar med en genomgång av Lindahls prissättningsmodell. Som ett alternativ till medianväljarteoremet presenteras även *citizen candidate*-modellen i detta kapitel. Modellen skiljer sig från medianväljarteorin genom att bland annat frångå röstmaximeringsresonemanget. Som en del av offentligt beslutsfattande presenteras även teori om misslyckat beslutsfattande.

2.1.1. Medianväljarteoremet

I detta avsnitt presenteras medianväljarteoremet som en del av *public choice*-teorin. Först byggs grunden till teorin upp genom Lindahls prissättningsmodell, varefter diskussionen går vidare till Arrows omöjlighetsteorem och medianväljaren.

Prissättningsmodellen konstruerad av Erik Lindahl formar utgångsläget för medianväljarteoremet. Enligt modellen kan staten i teorin finansiera offentliga varor och tjänster på ett effektivt sätt genom att ta reda på individers betalningsvillighet för en offentligt producerad vara. Genom att individen avslöjar sin betalningsvilja för en viss mängd av en offentlig vara, kan funktionen för individens marginalbetalningsvillighet konstrueras. Genom att summera alla individers marginalbetalningsvilja, kan en efterfrågefunktion för varan skapas. En jämvikt uppstår då efterfrågan är lika stor som varans marginalkostnad (Lindahl, 1958).

Enlig Gruber (2011) har Lindahls prissättningsmodell emellertid vissa brister, som begränsar användningen av modellen i verkligheten. För det första ger den individen ett incitament att ljuga om sin betalningsvilja och på så sätt åka snålskjuts. För det andra är det svårt för en enskild individ att uppskatta sin betalningsvilja, trots att individen skulle vara villig att tala sanning. För det tredje är det svårt att konstruera en sammanlagd betalningsvilja av alla individers individuella betalningsviljor, eftersom det ofta handlar om tusen- eller miljontals individer som berörs av varan.

På grund av sina brister är Lindahls prissättningsmekanism inte användbar i verkligheten, men den ligger som bas då diskussionen går vidare till sammanlagda individuella preferenser.

Individuella preferensers omvandling till en kollektiv preferens är en central del av beslutsteori, både då det gäller direkt och representativ demokrati. För att kunna konstruera en fungerande modell för sammanlagda preferenser måste dock vissa antaganden uppfyllas. Gruber (2011) redogör för tre olika antaganden. För det första måste dominans gälla. Om alla väljare föredrar alternativ A över alternativ B, måste modellen fungera så att alternativ A väljs. För det andra måste transitivitet gälla. Detta innebär att en matematisk transitiv relation måste uppfyllas så, att om A prefereras över B och B prefereras över C måste också A prefereras över C. För det tredje måste irrelevanta alternativ anses som oberoende i relation till de egentliga alternativen och att en introduktion av ett nytt alternativ inte omkullkastar preferensordningen av de tidigare alternativen.

Om dessa antaganden gäller anses det möjligt att överföra individuella preferenser till en gemensam åsikt och i förlängningen till gemensamma beslut. Men om ens ett antagande är ogiltigt, kommer mekanismen (till exempel valförfarandet) inte att kunna leverera ett resultat som konsekvent skulle summera individernas preferenser (Gruber, 2011).

Enligt Kenneth Arrow (1951) är det dock omöjligt att genom en omröstning eller genom val konvertera individuella preferenser till ett konsekvent summerat beslut utan att antingen göra vissa begränsningar på de antagna preferenserna eller att införa diktatur. Detta kallas för Arrows omöjlighetsteorem och anses vara en av de viktigaste insikterna inom teorin kring offentlig ekonomi.

Det vanligaste sättet att lösa Arrows paradox är att anta att preferenserna endast har ett lokalt maximum och att nyttan minskar om man rör sig från denna punkt. Om antagandet är att det endast finns en nyttotopp, kan det antas med säkerhet att det är alternativet som individen uppskattar mest och att all förändring (skatteminskning eller ökning) ger mindre nytta till individen (Gruber, 2011).

Antagandet om ett lokalt maximum är ofta relativt korrekt då det gäller betalningsviljan för offentligt producerade varor och tjänster. Problem kan emellertid uppstå om det även finns privata aktörer på samma marknad. Detta kan leda till att transitivitet inte gäller och de lokala maximipunkterna blir flera. Då är det svårare att anta individens preferenser.

Om preferenserna antas ha endast ett lokalt maximum, kan en summeringsmekanism (t.ex. omröstning) leverera en konsekvent aggregation av individuella preferenser. Detta betyder i

förlängningen att utfallet i en omröstning kommer att motsvara medianväljarens preferenser. Detta kallas för medianväljarteoremet. Teoremet innebär att beslutsfattaren endast behöver ta reda på medianväljarens preferenser för att kunna anta den aggregerade preferensen. Medianväljarteoremet säger dock ingenting om preferensernas intensitet och kan således leda till obalans. En offentlig vara eller tjänst kan ge väldigt stor nytta för en liten grupp individer, vilket borde tas i beaktande vid produktion. Medianväljarteoremet tar inte i beaktande detta (Gruber, 2011).

Medianväljarteoremet kan användas för att beskriva de folkvalda beslutsfattarnas agerande i en representativ demokrati. Downs (1957) hävdar att folkvalda politiker kommer att välja utfallet som medianväljaren föredrar om politikerna är röstmaximerande och om preferenserna endast har ett lokalt maximum. Om det antas att väljarna röstar i val på den kandidat som ligger närmast de egna preferenserna, har kandidaterna incitament att skifta sina åsikter mot medianväljarens eftersom de då kan maximera sina röster.

Även medianväljarmodellens användbarhet är begränsad i verkligheten eftersom politiker även drivs av andra krafter än röstmaximering. Dessutom är valsituationer ofta mer komplicerade i praktiken än i teorin. Medianväljarteorin fungerar bristfälligt i situationer där kandidater tar ställning till flera olika frågor som inte är kopplade till varandra. Dessutom antar teorin att det endast finns två kandidater att välja mellan. Ett väsentligt antagande är dessutom fullständig information, vilket sällan fungerar i verkligheten. För att modellen ska fungera ska väljaren ha full information om de aktuella frågorna, kandidaterna ska ha full information om de aktuella frågorna och de ska även ha full information om väljarens preferenser (Gruber, 2011).

Enligt resultat från empiriska studier, kan medianväljarteoremet förklara en del av politikernas beteende i situationer då beslut fattas, men det existerar ändå en hel del motstridiga forskningsresultat. Congleton påpekar (2004) att medianväljarteoremet kan förklara det offentliga beslutsfattandet speciellt i sådana situationer där policyalternativen kan placeras på en tydlig höger-vänster-skala. Modellen anses vara relativt robust, speciellt om medianväljaren antas vara intresserad och informerad om offentligt beslutsfattande.

Även Stratmann (2000) hittade empiriskt stöd för medianväljarteoremet. Han undersökte hur en förändring i valdistriktets gränser (och därmed politiska åsikt) påverkade ledamotens

röstningsbeteende. Hans slutsats var att då distriktet blev mer konservativt genom en distriktsreform började också ledamoten rösta mera konservativt. Detta kan tolkas som att medianväljarteoremet har betydelse för beslutsfattarna.

Däremot har flera studier visat att medianväljarteorin inte berättar hela sanningen. Levitt (1996) påvisade i sin studie att två senatorer från samma delstat med olika partitillhörigheter inte konvergerade sitt beteende mot medianväljaren. Eftersom de representerade samma population, skulle medianväljarteoremet prediktera att två senatorer skulle ändra på sin ståndpunkt mot medianväljarens riktning. Istället röstade senatorerna i likhet med senatorer från andra delstater med samma partitillhörighet. Han slutsats var dock att över hälften av senatorernas beteende förklaras av skillnader i personlig ideologi. Medianväljaren, den egna huvudsakliga stödgruppen och partiets linje förklarade endast 40 procent av senatorernas röstningsbeteende enligt Levitt.

Medianväljarteoremet kan förutspå hur kommunala beslutsfattare fattar beslut. Ett exempel på detta är partiernas understöd i kommunfullmäktige. Traditionellt sett har Centern alltid varit en förespråkare för hemvård av barn och argumenterat för familjernas rätt att välja den barnomsorgsform som är bäst för barnet och familjen (Hiilamo & Kangas, 2009). Därför är det möjligt, att kommuner där Centerpartiet har starkt understöd och hemvård av barn värdesätts i större grad, har en medianväljare som föredrar en policy som är i linje med detta.

Trots att medianväljarteoremet har en väsentlig roll i den traditionella beslutsteorin är det motiverat att också presentera andra teorier om offentligt beslutsfattande. I nästa delkapitel presenteras *citizen candidate*-modellen, som kan ses som ett alternativ till medianväljarteoremet.

2.1.2. *Citizen candidate*-modellen

Som ett alternativ till medianväljarteoremet har Besley och Coate (1997) presenterat *citizen candidate*-modellen, som grundar sig i Osbornes och Slivinskis (1996) arbete. Till skillnad från Downs medianväljarteorem, som baserar sig på att beslutsfattarna endast är drivna av vinstmaximering med hjälp av medianväljaren, hävdar *citizen candidate*-modellen att beslut påverkas av beslutsfattarens personliga preferenser. Grundtanken är att kandidaterna och väljarna kommer från

samma population och att alla har möjlighet att ställa upp i val. Downs teori om att väljarna väljer kandidaterna som sedan röstar om policy frångås alltså i denna modell. *Citizen candidate*-modellen ger även implikationer om hur beslutet att kandidera bildas. Modellen blir aktuell i denna avhandling, om det antas att kvinnor och män har olika personliga preferenser.

I *citizen candidate*-modellen följer alla individer följande tre steg: först väljer varje individ om de ska kandidera i val eller inte, sedan röstar alla väljare på valfri kandidat och till sist implementerar den kandidat som vunnit sin personligt prefererade policy. Om det antas att ställa upp i val inte innebär någon kostnad för individen sker både kandideringen och röstningen endast på rationella grunder enligt modellen. I modellen antas dock att det innebär en viss kostnad för individen att ställa upp i val. Detta betyder att individen gör sitt kandideringsbeslut så att resultatet ger maximal nytta. Om nyttan för individens första preferens inte är möjlig att uppnå är individen villig att justera sitt beteende så att den andra preferensen blir gällande. Detta betyder att individen i första hand röstar på den kandidat som ligger närmast hens egna personliga policypreferenser men kan även rösta eller kandidera taktiskt för att hindra en viss policy från att träda i kraft (Usher, 2005).

Chattopadhyay och Duflo (2004) använde sig av *citizen candidate*-modellen i en studie, där författarna undersökte hur en större andel kvinnor i lokala beslutsfattandeorgan påverkar de offentliga utgifterna. Studien genomfördes i Indien, där en lagändring 1993 ledde till att en tredjedel av alla positioner som bychef delades slumpmässigt ut till kvinnor. Resultaten visar att en kvinnlig representation i de lokala beslutsfattande organen hade en stor inverkan på policyn. Kvinnor riktade i högre grad offentliga medel till områden som är betydelsefulla just för kvinnor, så som hälsa och familj. Eftersom de kvinnliga chefspositionerna delades ut slumpmässigt, hade studien goda förutsättningar att studera kvinnors effekt på policyn.

Citizen candidate-modellen kan ge vissa prediktioner om hur en stark kvinnlig representation i kommunfullmäktige påverkar satsningar i till exempel barnomsorgen. Om kvinnorna antas preferera social- och hälsovårdssektorn samt undervisning, skulle en stor andel kvinnor i fullmäktige innebära större satsningar inom dessa sektorer. Analysen blir dock mer komplicerad än så, eftersom ledamöterna även tillhör grupperingar, som ofta är partipolitiska. Det kan därför uppstå situationer där de personliga preferenserna och grupperingens linje är motstridiga.

2.1.3. Misslyckanden inom offentligt beslutsfattande

Teorin om misslyckanden inom offentligt beslutsfattande grundar sig i den traditionella teorin om marknadsmisslyckanden, där marknaden inte klarar av att skapa en allokering där ett pareto-optimum skulle gälla. Pareto-effektivitet innebär ett läge där ingen kan öka sin nytta utan att någon annans nytta minskar. Tankesättet används i förlängningen även inom offentligt beslutsfattande. Om offentligt beslutsfattande leder till policyer som placerar samhället avsides från pareto-optimum, är det frågan om ett misslyckat beslut. Detta betyder att redan ett steg bort från det pareto-effektiva läget blir ett misslyckande, vilket betyder att modellen är väldigt instabil (Besley, 2006).

Ett annat synsätt på misslyckat beslutsfattande är Wicksells modell (1896). Wicksell utgår ifrån en situation där inget offentligt beslutsfattande finns utan ekonomin fungerar enligt en ren marknadsmodell med tillhörande marknadsmisslyckanden. På grund av marknadsmisslyckanden ligger ekonomin nedanför den pareto-effektiva nivån, och därmed finns det potential för en förbättrad situation i och med statlig intervention. Enligt Wicksell är varje steg mot en högre nyttonivå en lyckad utveckling, medan teorin om pareto-effektivitet säger att det handlar om ett misslyckande så länge nivån ligger under pareto-optimum.

Misslyckade beslut kan uppstå av många olika orsaker. Okunnighet och asymmetrisk information anses vara väsentliga orsaker. I verkligheten är det inte realistiskt att anta fullständig information, vilket betyder att det nästbästa alternativet eftersträvas. Policyprocessen och hur information samlas in i samband med den har även en väsentlig roll. I representativa demokratier kan det vara svårt att veta hurdana preferenser individerna har inom en viss fråga, medan detta inte är ett problem i direkta demokratier (Besley, 2006).

Resonemanget leder till den problematik som diskuterats ovan angående aggregering av individuella preferenser till samhällets gemensamma preferenser. Val är det grundläggande systemet för att producera den aggregerade åsikten. Enligt den teori som presenterats om medianväljaren och offentligt beslutsfattande är det dock svårt att under alla omständigheter på ett korrekt sätt få en uppfattning om den gemensamma preferensen.

Om ett högt arbetskraftsdeltagande anses vara värdefullt för samhället, kan beslut som leder till lägre arbetskraftsdeltagande anses vara misslyckade. Kommunens beslut att med ett extra tillägg stöda familjer som sköter barnen hemma kan anses vara ett misslyckande inom offentligt beslutsfattande om detta minskar på mammors arbetskraftsdeltagande.

2.1.4. Diffusionshypotesen

Enligt diffusionshypotesen sprider sig institutionella principer och praxis från organisation till organisation med väldigt lite modifiering. Diffusion ska enligt hypotesen leda till homogena resultat i en population av organisationer (Campbell, 2004). Diffusion har studerats både internationellt och lokalt, och empirisk forskning har hittat stöd för att ny policy sprider sig snabbt och relativt oförändrat bland organisationer. Till exempel Meyer et al. (1997) fann stöd för att den utökade betoningen på miljöpolitik i slutet på 1900-talet ledde till att många länder grundade miljöministerier.

Att en kommun tar i bruk kommuntillägget kan enligt diffusionshypotesen bero på att grannkommunerna tagit beslutet att erbjuda det extra stödet. Då drivs kommunernas beslutsfattande inte av de aktuella politiska, ekonomiska eller strukturella faktorerna, utan av den utveckling som skett i grannkommunerna, som i vissa fall kan ses som kommunens konkurrenter (Miettunen, 2008).

2.2. Arbetskraftsutbud

Politiska beslut och hur de påverkar utbudet av arbetskraft kan användas som teoriram i studier om individernas och hushållens beteende på arbetsmarknaden. I denna avhandling studeras hur kommuntillägg till hemvårdsstödet sammanhänger med kvinnors deltagande i arbetskraften, vilket betyder att denna referensram är relevant att redogöra för. Enligt Björklund et al. (2014) kan teorin användas både inom positiv och inom normativ analys, varav den senare är aktuell i denna avhandling. Teorin anses vara ett specialfall av mikroteori för rationellt konsumentbeteende.

Inom den grundläggande teorin om arbetskraftsutbud antas ett hushåll justera sitt utbud så att nyttan blir så stor möjligt då individens eller hushållets preferenser och restriktioner beaktas. Preferenserna består av olika varukombinationer där konsumtionsvaror samt fritid ingår. För att förenkla modellen antas det ofta att den så kallade varukorgen endast innehåller en konsumtionsvara samt fritid. Varukombinationen bildar en nyttofunktion som beskriver vad individens nytta består av (2.1). Nyttofunktionen kan grafiskt illustreras som indifferenskurvor som visar utbytesförhållandet mellan konsumtionsvaran (G) och fritid (L). Indifferenskurvorna är konvexa mot origo, vilket betyder att utbytesförhållandet förändras då man rör sig längs med kurvan. Ju längre från origo indifferenskurvan är desto större är nyttan.

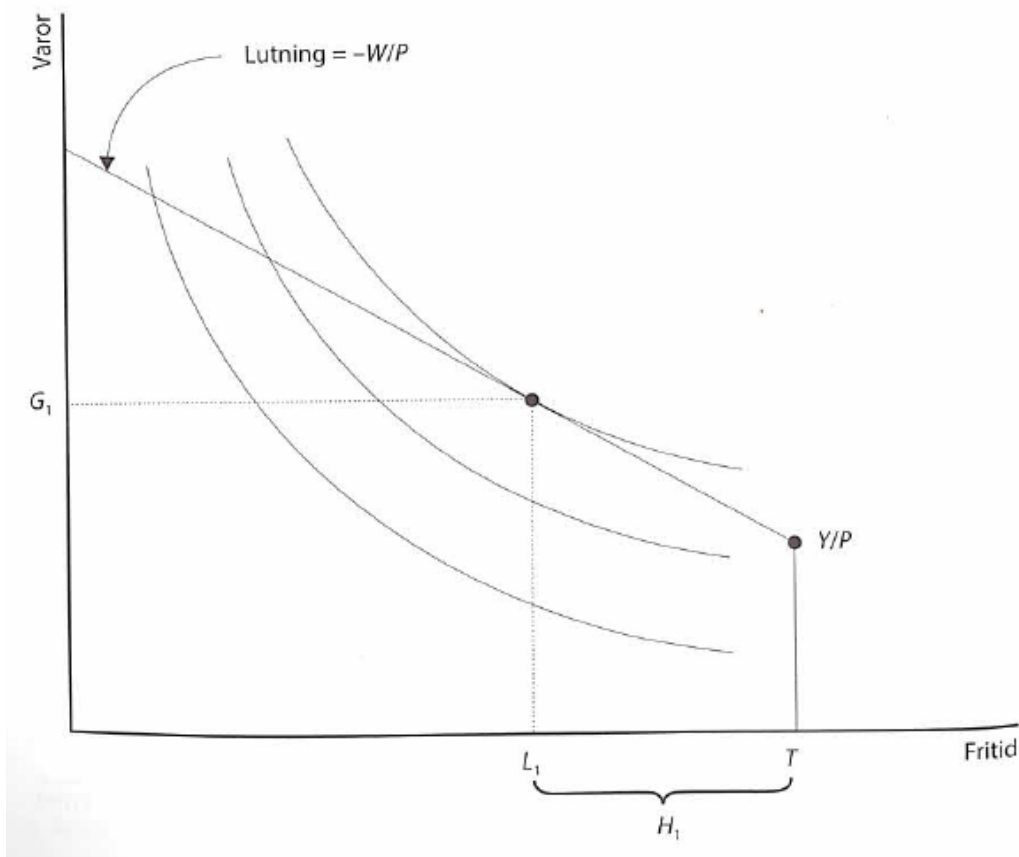
$$U = U(G, L) \quad (2.1)$$

Nyttonivån begränsas av en budgetrestriktion, vilket innebär att valet av en varukombination påverkas av varornas pris och individens inkomster. Inkomsterna kan vara löneinkomster från förvärvsarbete eller arbetsfria inkomster. Löneinkomsterna påverkas av individens arbetskraftsutbud medan arbetsfria inkomster inte påverkas av arbetskraftsutbudet. Arbetsfria inkomster kan till exempel vara olika bidrag från staten eller kommunen, alternativt kan det handla om kapitalinkomster. En budgetrestriktion kan skrivas om som följande funktion (2.2) där varupriset betecknas som P , lönen med W och den arbetsfria inkomsten som Y . Utöver detta måste en tidsbegränsning inkluderas, så att tiden individen lägger på arbete eller fritid inte kan förändras oberoende av varandra. Totala antalet timmar i planeringsperioden, till exempel under ett år betecknas med T .

$$PG = W(T - L) + Y \quad (2.2)$$

I funktionen antas, att konsumtionsutgifterna är lika stora som individens inkomst. Totala inkomsten påverkas av löneinkomstens storlek, antalet timmar som arbetas och den arbetslösa inkomstens storlek (Björklund et al. 2014).

Med hjälp av nyttofunktionen och budgetrestriktionen kan individen optimera sin kombination av konsumtionsvaror och fritid så, att den högsta möjliga nyttan uppnås inom ramarna av budgetrestriktionen. I figur 3 illustreras individens optimala arbetstid, då preferenser och restriktioner beaktas.



Figur 3. Individens optimering.

Källa: Björklund et al. (2014)

Individens beslut om arbetskraftsdeltagande påverkas av förändringar i reallönen. Reallönen förändras till exempel i en situation där den nominella lönen sjunker men varupriset och arbetsfria inkomsten är oförändrad. Om arbetsinkomsten, varupriset och arbetsfria inkomsten alla ökar med samma procentsats, förändras inte reallönen och därmed inte heller budgetrestriktionen. Om reallönen sjunker förändras tangeringspunkten mellan budgetlinjen och indifferenskurvan, vilket leder till att individen för den mindre reallönen vill ha mera fritid i sin varukorg. Om reallönen sjunker till en punkt, där individen är indifferent i fråga om att arbeta och att inte arbeta, kallas lönen reservationslön. Om lönen på marknaden underskrider reservationslönen, värdesätter individen sin tid högre än vad arbetsmarknaden gör och då har individen incitament att inte arbeta alls. Denna relation mellan lönen på arbetsmarknaden och individens reservationslön är alltså avgörande för arbetskraftsdeltagande (Björklund et al. 2014).

Arbetskraftsdeltagande påverkas också av förändringar i den arbetsfria inkomsten, med andra ord av olika bidrag eller kapitalinkomster. Om den arbetsfria inkomsten är tillräckligt hög, kan individen välja att helt avstå från att förvärvsarbeta, och således ha maximal fritid. Men om den arbetsfria inkomsten sjunker, "måste" individen börja jobba, för att kunna nå upp till samma nyttonivå. I och med detta minskar individens fritid (Björklund et al. 2014).

Inom teorin om arbetskraftsutbud antas fritiden vara en normal vara, vilket betyder att efterfrågan på fritid ökar då inkomsten ökar. Samtidigt är det dock möjligt, att då reallönen stiger, ökar värdet på arbetsinsatsen och individen är villig att erbjuda mera av sin arbetskraft. Då minskar fritiden. På grund av detta är det svårt att teoretiskt konstruera en utbudskurva för arbetskraftsdeltagande.

En lösning till problemet är att dela in effekten av reallöneökningen i en substitutionseffekt och en inkomsteffekt med hjälp av Slutskyekvationen, konstruerad av Eugen Slutsky. Substitutionseffekten innebär att relativpriset mellan konsumtionsvarorna och fritiden förändras i och med en ökad lön. Det blir alltså dyrare att avstå från förvärvsarbete och priset för fritid blir större. Löneförhöjningens substitutionseffekt har därmed en ökande effekt på arbetskraftsutbudet. Inkomsteffekten innebär däremot att efterfrågan på fritid ökar enligt teorin om att fritid är en normal vara och efterfrågas mera i och med ökad inkomst. Om inkomsteffekten är tillräckligt stark, kan den leda till att arbetskraftsutbudet minskar (Björklund et al. 2014).

Trots att utbudskurvan för individens arbetskraft inte kan bestämmas teoretiskt kan det dock antas att kurvan har en positiv lutning då arbetstiden närmar sig noll. Detta på grund av att en löneökning alltid har en positiv effekt på arbetskraftsdeltagandet. Benägenheten att träda in på arbetsmarknaden ökar alltså vid en löneförhöjning. Effekterna på arbetad tid är dock inte lika entydiga för då spelar substitutions- och inkomsteffekterna in. Arbetskraftsdeltagande påverkas däremot inte av inkomsteffekten, eftersom det för en rationell individ inte borde vara mindre lönsamt att träda in på arbetsmarknaden till följd av en löneförhöjning. Det är därför viktigt att skilja mellan effekterna på arbetskraftsdeltagande och arbetad tid (Björklund et al. 2014).

Förändringar i arbetsfri inkomst och dess inverkan på arbetskraftsutbudet är svår att estimeras teoretiskt, men den allmänna hypotesen är att en ökad arbetsfri inkomst påverkar arbetskraftsutbudet negativt. Detta på grund av att fritiden antas vara en normal vara. Elinder (2012) har i sin studie

studerat hur arv påverkar arbetskraftsutbudet i Sverige. Enligt resultaten minskar arbetsinkomsterna i och med ett arv och därför kan det antas att den arbetade tiden minskat.

Inom den grundläggande teorin om arbetskraftsutbudet beaktas inte hushåll med flera förvärvsarbetande individer, trots att det är vanligt att flera i hushållet jobbar. Det finns dock åtminstone två olika sätt att teoretiskt försöka förklara arbetskraftsutbudet i hushåll med två förvärvsarbetande individer. Ett sätt, som också kallas för ”manschauvinistmodellen”, grundar sig i antagandet att kvinnan betraktar mannens löneinkomst som en del av sin egen arbetsfria inkomst. Mannen avgör sitt arbetskraftsutbud oberoende av kvinnans inkomster eller preferenser, medan kvinnans utbud påverkas utöver den egna lönen även av mannens lön. Enligt Björklund et al. (2014) är denna modell antagligen inte realistisk i dagens Sverige, eftersom kvinnorna arbetar i nästan lika stor utsträckning som männen. Det kan antas att samma gäller för Finland.

Ett annat sätt att förklara hushållens arbetskraftsutbud är genom familjenyttomaximering. Då beskrivs familjens totala preferenser av en familjenyttofunktion där hushållens totala konsumtion samt mannens och kvinnans fritid ingår som termer. Båda individernas arbetsutbud kommer således att bestämmas så att hela familjens nytta maximeras. I och med modellen påverkar båda makarnas löneinkomster bådats arbetskraftsutbud. Det är dock inte teoretiskt möjligt att avgöra om korssubstitutionseffekterna vid en möjlig löneförhöjning påverkar den andra makans arbetskraftsutbud positivt eller negativt. I modellen betraktas makarnas arbetsfria inkomster som gemensamma (Björklund et al. 2014).

Vad kan det då sägas om skillnader i arbetskraftutbud mellan män och kvinnor? Enligt resultaten från empiriska studier tenderar männens och kvinnornas löneelasticitet variera. Löneelasticiteten anger en uppskattning om hur individernas villighet att arbeta påverkas av ekonomiska incitament, till exempel förändringar i lönen. Andrén (2011) har studerat hur löneelasticiteten varierar mellan kvinnor och män i olika slags hushåll med hjälp av en strukturell arbetsutbudsmodell. Enligt studien skiljer sig löneelasticiteten speciellt mellan ensamstående kvinnor och män. Ensamstående kvinnornas elasticitet var mycket högre (0,22 %) och därmed känsligare för ekonomiska förändringar, jämfört med männens (0,12 %). För hushåll med sammanboende par var skillnaderna i elasticiteten mindre, men fortfarande betydande. Elasticiteten var dessutom mindre för både män och kvinnor jämfört med ensamstående individer. Detta beror på att hushållets sammanlagda inkomst inte är lika beroende av

den enskilda individens bidrag till hushållets inkomst. Valet att arbeta är därmed mindre styrt av ekonomiska incitament, utan påverkas i större utsträckning av preferenserna inom barnomsorg och hushållsproduktion.

Löneelasticiteten för män i hushåll med barn skattades vara 0,04 procent och 0,07 procent för kvinnor. För hushåll med sammanboende par utan barn skattades elasticiteten vara 0,06 procent för män och 0,07 procent för kvinnor. Detta tyder på att effekten på arbetskraftsdeltagandet är lika stor för kvinnor med och utan barn. I en närmare analys spjälkades dock elasticiteten upp så att de ekonomiska effekterna på beslutet att jobba eller inte jobba (extensiva marginalen) och beslutet om hur många timmar som ska arbetas (intensiva marginalen) kunde urskiljas. Andrén (2011) fann i sin studie att män med barn och män utan barn har ungefär lika stora incitament att träda in på arbetskraften som följd av en ekonomisk förändring. För kvinnor med barn och kvinnor utan barn kunde det dock urskiljas en skillnad. Kvinnor utan barn hade en större benägenhet att träda in på arbetsmarknaden jämfört med kvinnor som har barn. Detta tyder på att förekomsten av barn i familjen påverkar kvinnornas inträde på arbetsmarknaden i högre grad än det påverkar männens (Andrén, 2011).

Trots att den presenterade teoretiska ramen främst tar i beaktande individens arbetsvilja enligt en rationell nyttokalkyl, måste insikten om andra faktorer presenteras. I en studie gjord av Berglund (2009) beskrivs beslutet att delta i arbetskraften som en summa av ekonomiska, psykologiska och sociala mekanismer. I artikeln studerades viljan att förvärvsarbeta efter att en individ mottagit en lotterivinst. Som data användes en enkätundersökning som besvarades av drygt 200 lotterivinnare i Sverige. Enligt Berglunds resultat hade vinstsummans storlek en avgörande betydelse för förändringar i arbetsviljan men de sociala och psykologiska faktorerna spelade också in, beroende på hur jobbet i sig värdesattes och hurdana förväntningar omgivningen hade. Berglund konstaterar att nivåer av transfereringar och olika bidrag i vårt välfärdssamhälle i slutändan har relativt små effekter på arbetskraftsdeltagande: "Ur ett policyperspektiv antyder resultaten att en ensidig fokusering på ersättningsnivåer i olika socialförsäkringssystem för att öka befolkningens arbetskraftsdeltagande innebär ganska små effekter jämfört med om sociala normer och kulturella föreställningar och förväntningar ändras i riktning mot att betrakta arbete som en viktig aspekt av ett moraliskt riktigt och gott liv." (Berglund 2009, 40)

Enligt den grundläggande teorin om arbetskraftsutbud som presenterats ovan, kan det förutspås att mammornas deltagande i arbetskraften påverkas negativt av hemvårdsstöd och kommuntillägg till hemvårdsstöd. Därför borde mammors och i förlängningen kvinnors arbetskraftsdeltagande vara lägre i de kommuner, där kommuntillägg erbjuds. Enligt teori och empiriska resultat torde kommuntillägget inte påverka arbetskraftsutbudet av män. Hemvårdsstödet storlek borde också spela in, vilket antyder att kommuner med högre kommuntillägg har lägre arbetskraftsdeltagande bland kvinnor.

2.2.1. Preferensteori

Enligt den preferensteori som Hakim (2000) presenterat har kvinnors heterogena preferenser en betydelse för arbetskraftsdeltagandet. Enligt resultaten från empirisk forskning delar Hakim in kvinnorna i tre olika grupper med olika preferenser och värderingar. Den ena ytterligheten består av hemcentrerade kvinnor, som prioriterar barnen och hemmet utöver förvärvsarbete. Den andra ytterligheten bildas av arbetscentrerade kvinnor, som anser som sin viktigaste uppgift någonting annat än familjeliv eller moderskap. Att förvärvsarbete tenderar vara gruppens främsta preferens, men det kan även vara frågan om annan aktivitet, som prioriteras över familjeliv. Enligt Hakims utvärdering tillhör cirka 20 procent av kvinnorna i vardera av dessa grupper. De flesta faller dock i en slags mellangrupp, som Hakim kallar för den flexibla gruppen. Denna grupp kan omfatta upp till 80 procent av kvinnorna, de geografiska skillnaderna är dock stora. Den flexibla modellen antas ibland vara den enda modellen, och att den därför skulle omfatta alla kvinnor. Denna grupp av kvinnor har en preferens som innehåller en kombination av familjen, hemmet och den egna aktiviteten, till exempel förvärvsarbete. De flexibla kvinnorna styrs därför i stor grad av de möjligheter som finns i deras omgivning, speciellt ekonomiska och politiska, och är därför sensitiva till familjepolitiken och de ramar som den lägger för kvinnor med barn. Hur lätt det är att kombinera arbetsliv med familjeliv är avgörande.

Hakim understryker att dessa heterogena preferenser inte existerar i ett vakuum utan kvinnors beteende på arbetsmarknaden definieras även av många andra faktorer. Utvecklingen bort från en mansdominerad arbetsmarknad har dock lett till, att kvinnorna har ett allt bredare spektrum av livsstilsalternativ att välja mellan. Därför förtjänar preferenserna sin del av uppmärksamheten.

Preferenserna kan i sin tur påverkas av de normer som finns i samhället. Enligt Ylikännö et al. (2016) är preferenserna inom hemvård av barn relativt konservativa i Finland, vilket har en direkt inverkan på kvinnors arbetskraftsutbud. Tanken om att hemvård är det bästa vårdalternativet för ett barn lever fortfarande starkt kvar i Finland och det anses oftast att det är mamman som åtminstone till största del ska ansvara för barnets vård. I Sverige har normerna om hemvård skiftat mot ett mer jämställt system sedan 1970-talet. Åsikten om vad som är det bästa vårdalternativet för barnet har varit väldigt annorlunda jämfört med Finland. I Sverige har argumentet länge varit att barnets bästa förverkligas på bästa sätt i familjer där föräldrarna deltar i arbetslivet och barnens vård i likvärdig utsträckning.

I resten av Norden verkar preferenserna för hemvård av barn likna dem i Finland, medan attityderna i Sverige skiljer sig markant från både resten av Norden och Europa. I en enkätstudie utförd av Ylikännö et al. (2016) var Sverige det enda landet där majoriteten av svaranden ansåg att familjeledigheten borde uppdelas jämnt mellan mamman och pappan.

Om det antas att det finns normskillnader mellan kommunerna i Finland, kan förekomsten av kommuntillägget möjligtvis påverkas av detta. Kommuntillägget ger i så fall ett extra ekonomiskt stöd till hemcentrerade kvinnor och kan ha en avgörande effekt på hur de flexibla mammorna beter sig i frågan. Enligt Hakims (2000) preferensteori påverkas de arbetscentrerade kvinnorna inte av familjepolitiken.

3. Data

Det material som användas i avhandlingens empiriska del består av finskt tvärsnittsdata på kommunnivå. Kommunindelningen följer den indelning som gällde 2018 i Fastlandsfinland; antalet observationer är därför 295 stycken. Variablerna är valda enligt tidigare forskningsresultat. Utöver det inkluderas variabler som enligt den presenterade teorin kan förklara förekomsten av ett kommuntillägg i en kommun.

Nedan presenteras de variabler som förväntas ha ett samband med utbetalning av kommuntillägg och som kommer att användas i avhandlingens empiriska del. Samma uppsättning av variabler används även för att svara på avhandlingens andra forskningsfråga där sambandet med kvinnors sysselsättningsgrad estimeras. Genom att studera variablernas effekt på både förekomsten av kommuntillägg och kvinnors sysselsättningsgrad är det möjligt att identifiera vilka variabler som sammanhänger med båda fenomenen. På grund av avhandlingens frågeställning är variablerna i första hand valda med tanke på förekomsten av kommuntillägg och kan därför till en grad vara av mindre relevans då det kommer till kvinnors sysselsättningsgrad. För jämförelsens skull är det dock ändamålsenligt att inkludera samma variabler i båda analyserna.

Variablerna är indelade i två grupper: de som beskriver befolkningsstrukturen och de som beskriver kommunstrukturen. En sammanfattning av de specifika variablerna med källor presenteras i tabell 2. Utöver det presenteras deskriptiv statistik i tabell 3. Den deskriptiva statistiken ger en inblick i hur de olika kommunerna ser ut i ljuset av de variabler som valts till undersökningen. De statistiska nyckeltalen ger även stöd för metodvalet som presenteras i kapitel 4.

3.1. Utfallsvariabler

Kommuntillägg till hemvårdsstödet

Den mest centrala variabeln i denna avhandling är den som beskriver kommuntillägg till hemvårdsstödet. I avhandlingens första forskningsfråga används förekomsten av kommuntillägg som utfallsvariabel. Variabeln är binär och antar antingen värdet 1 eller 0. Koden 1 betyder att kommunen

i fråga erbjuder kommuntillägg till hemvårdsstöd i någon form. Koden 0 betyder kommunen inte erbjuder ett kommuntillägg. Variabeln anger inte hur stort tillägget är, endast om tillägget erbjuds eller inte.

Data om kommuntillägg till hemvårdsstöd har för denna avhandling samlats från Kommunförbundets utredning *Kotihoidontuen ja yksityisen hoidon tuen kuntalisät ja palveluseteli* (Lahtinen & Svartsjö, 2018). I utredningen undersöktes kommunernas praxis för hemvård och privatvård av barn samt servicesedlar 2018 genom en enkätundersökning. Av Fastlandsfinlands kommuner besvarade 86 procent (255 stycken) på undersökningen varav cirka 19 procent (48 stycken) erbjöd ett kommuntillägg till hemvårdsstödet. Data från Kommunförbundets undersökning har kompletterats med information från kommunernas egna webbsidor och bokslutsuppgifter så att varje kommun har en observation. I och med detta steg antalet kommuner med kommuntillägg till 57 stycken.

Kvinnors sysselsättningsgrad

För att kunna estimerar relationen mellan de variabler som påverkar förekomsten av kommuntillägget i en kommun och kvinnors deltagande i arbetskraften fungerar kvinnors sysselsättningsgrad som utfallsvariabel i avhandlingens andra forskningsfråga. Sysselsättningsgraden beskriver hur stor andel av kvinnorna i åldern 18-64 år som är sysselsatta. Då sysselsättningsgraden används som utfallsvariabel kan det estimeras hurdan effekt de oberoende variablerna har på kvinnors arbetskraftsdeltagande i kommuner som erbjuder kommuntillägg jämfört med kvinnors arbetskraftsdeltagande i kommuner som inte erbjuder tillägget.

Kvinnors sysselsättningsgrad används även som förklarande variabel i besvarandet av avhandlingens första forskningsfråga. En hög sysselsättningsgrad bland kvinnor betyder att efterfrågan på dagvårdsplatser ökar. Därför kan kommunen önska öka hemvårdens attraktion genom att erbjuda ett kommuntillägg (Miettunen, 2008). En hög sysselsättningsgrad indikerar även en god ekonomisk situation i kommunen, vilket innebär att kommunen har potentiellt bättre förutsättningar att erbjuda ett kommuntillägg. Däremot är det möjligt, att om sysselsättningen är hög och kommunens finansiella läge är gott, skulle investeringar inom kommunala dagvården vara både motiverade och realistiska att genomföra, istället för att ta sig till ett kommuntillägg. Hög sysselsättning och gott ekonomiskt läge kan därför ha effekter i båda riktningarna.

3.2. Variabler som beskriver befolkningsstrukturen

Andelen barn under 3 år

Den grundläggande faktorn som påverkar efterfrågan på dagvårdsplatser i en kommun är antalet barn som bor i kommunen. I denna undersökning är barn under 3 år av intresse, eftersom hemvårdsstöd och kommuntillägg till hemvårdsstöd beviljas för barn i denna ålder. Därför påverkar kommuntillägget främst det efterfrågetryck som uppstår av barn som är under 3 år gamla. Kommuntillägget kan till en viss grad även påverka äldre barn, som har yngre syskon som omfattas av tillägget. Det antas dock att den huvudsakliga effekten fångas upp av andelen treåringar i kommunen. För att kunna jämföra kommuner med varandra måste barnantalet ställas i relation till kommunens befolkningsmängd.

Nettoflyttning

Kommuner med stor positiv nettoflyttning kan utmanas av en växande efterfrågan på småbarnspedagogik. Nettoflyttningen beskrivs av skillnaden mellan inflyttning och utflyttning. Eftersom anordnandet av småbarnspedagogik är en av kommunens lagstadgade uppgifter (Lagen om småbarnspedagogik 540/2018) måste vårdplatser erbjudas till alla som ansökt om det. Ansökan om vårdplats inom småbarnspedagogiken måste lämnas in till kommunen fyra månader före önskad starttidpunkt. Enligt den studie som utförts av Miettunen (2008) har kommuntilläggs kommunerna i större utsträckning positiv toltanettoflyttning än andra kommuner.

Naturlig folkökning

I likhet med en positiv nettoinflyttning kan en positiv naturlig folkökning öka efterfrågan på dagvårdsplatserna i kommunen. Positiv naturlig folkökning innebär att nativiteten är större än mortaliteten i området. Det torde vara motiverat att inkludera både inflyttning och naturlig folkökning i modellen, istället för total befolkningsökning. Flyttrörelsen och naturliga folkökningen kan beskriva olika samband mellan kommuntillägget och kommunens karaktär. Är kommunen en attraktiv flyttort eller finns det hög nativitet i området? En positiv naturlig folkökning antas öka efterfrågan på småbarnspedagogik.

Andelen personer med främmande modersmål

I och med en ökad invandring har även antalet barn med främmande modersmål ökat i en del av kommunerna. Som främmande språk räknas alla språk utöver finska, svenska och samiska. Detta skapar en del utmaningar för den kommunala servicen, inte minst småbarnspedagogiken. För att ett barn med främmande språk ska kunna ta del av småbarnspedagogiken på ett ändamålsenligt sätt måste vissa stödtjänster erbjudas. Till exempel tolktjänster och extra språkundervisning för dessa barn kan betyda tilläggskostnader för kommunen (Ahlgren-Leinvuo, 2016). Detta kan vara ett incitament för kommunen att genom ett kommuntillägg minska på barnens deltagande i småbarnspedagogiken och på så sätt minska på kostnaderna.

Folkmängd

Enligt Miettunen (2008) har kommunens folkmängd ett samband med förekomsten av kommuntillägg till hemvårdsstödet. I Miettunens studie visade det sig att kommunens storlek påverkar kommunens odds att erbjuda ett kommuntillägg. Ju större kommun desto större sannolikhet att kommunen använder sig av ett kommuntillägg.

Andelen kvinnor med högskoleutbildning

Tidigare forskningsresultat om användning av hemvårdsstöd har visat att kvinnor med lägre utbildningsgrad i större utsträckning använder sig av hemvårdsstöd (Takala, 2000). I en studie utförd av Statistikcentralen visade det sig att mammor med högskoleexamen upplevde hemvården som mer skadlig för lönen och karriärutvecklingen än mammor med lägre utbildningsgrad (Keyriläinen, 2019). Därför kan det antas att kommuner där kvinnors utbildningsgrad är låg inte behöver erbjuda kommuntillägg för att locka mammor att stanna hemma med barnen. Jämfört med högutbildade mammor har mammor med lägre utbildningsgrad även i mindre utsträckning ett jobb att återvända till efter vårdledigheten (Miettunen, 2008). Detta kan också vara en orsak till att mammor med lägre utbildning är mer benägna att använda sig av hemvårdsstöd. Det antas därför att en större andel kvinnor med högskoleutbildning i kommunen ökar sannolikheten att erbjuda hemvårdsstöd.

3.3. Variabler som beskriver kommunstrukturen

Kommunalskattesats

Kommunens ekonomiska situation spelar en roll då faktorerna bakom kommuntillägg granskas. Kommunalskattesatsen är ett sätt att indikera det ekonomiska läget i kommunen. En hög skatteprocent innebär i regel att kommunen i viss mån har finansieringssvårigheter och försöker genom högre skattesats öka sina intäkter. Skattesatsen berättar dock inte hela sanningen eftersom kommunerna också kan lyfta lån för att täcka sitt underskott. Detta syns nödvändigtvis inte i kommunalskattesatsen på kort sikt (Finansministeriets publikationer 2020:13).

Miettunen (2008) har i sin studie hittat ett negativt samband mellan kommunalskattesatsen och sannolikheten för att betala kommuntillägg. Detta tyder på att en god ekonomisk situation möjliggör utbetalning av kommuntillägg som en extra förmån åt barnfamiljer.

Däremot kan ett kommuntillägg också vara aktuellt i kommuner med ekonomiska svårigheter. Om efterfrågan på dagvårdsplatserna är större än kommunens dåvarande kapacitet kan kommuntillägget vara ett snabbt och billigt hjälpmedel för att lösa situationen. Att erbjuda kommuntillägg till hemvårdsstödet är för kommunen avsevärt billigare än att anordna nya platser inom kommunal dagvård (Ahlgren-Leinvuo, 2016). Det är alltså möjligt att hitta både negativa och positiva samband mellan kommuntillägget och de ekonomiska variablerna.

Årsbidrag

Årsbidraget beskriver hur kommunens internt tillförda medel (skatteintäkter, statsandelar och egen finansiell verksamhet) räcker till för att täcka löpande utgifter. Om årsbidraget är positivt är den interna finansieringen tillräcklig för att täcka de löpande utgifterna, medan ett negativt årsbidrag indikerar det motsatta. Minimikravet för balanserat ekonomiskt läge anses vara att årsbidraget räcker till av- och nedskrivningar (Finansministeriets publikationer 2020:13). Årsbidraget är ett nyckeltal som beskriver finansernas tillräcklighet *på kort sikt*.

Årsbidraget per invånare varierar mycket från år till år. Därför beräknas det genomsnittliga årsbidraget för åren 2015-2018 per kommuninvånare. Ett positivt årsbidrag antas betyda att

kommunens ekonomi är i balans. Enligt Mieltunen (2008) leder en balanserad ekonomi till att kommunen med större sannolikhet erbjuder kommuntillägg till hemvårdsstödet.

Soliditetsgrad

Soliditetsgraden ses som ett nyckeltal genom vilken kommunens ekonomiska situation kan utvärderas. Kommunens soliditet beskriver det egna kapitalets andel av hela kapitalet. Med soliditetsgraden mäts kommunens betalningsförmåga och tolerans för underskott *på lång sikt* (Finlands Kommunförbund, 2019). En låg soliditetsgrad kan innebära att kommunen inte har möjlighet att göra dyra investeringar i framtiden utan att ta lån. Detta kan påverka förekomsten av kommuntillägg antingen positivt eller negativt. Dels är betalningsförmågan svag, vilket indikerar att det inte finns extra pengar att lägga på kommuntillägg. Samtidigt finns det nödvändigtvis heller inte medel för att investera i ny verksamhet som skulle minska efterfrågan på dagvårdsplatser.

Kommunfullmäktiges sammansättning

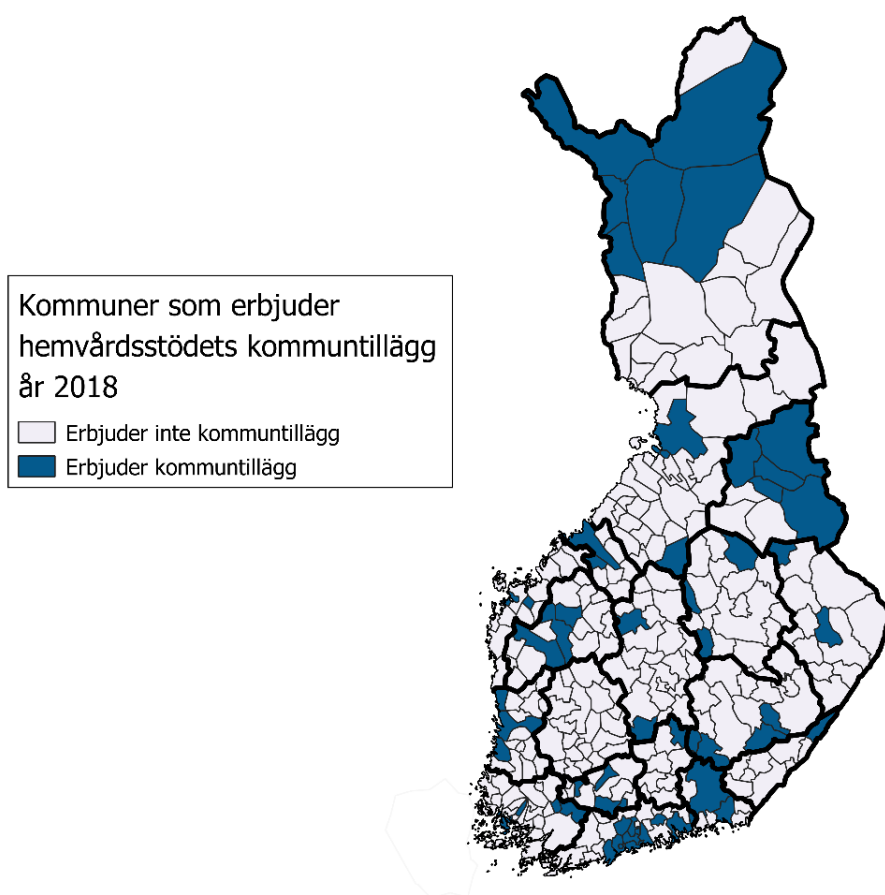
Eftersom kommuntillägg till hemvårdsstödet tas i bruk genom ett fullmäktigebeslut kan den politiska sammansättningen i kommunens högsta beslutsfattande organ vara en förklaring till förekomsten av kommuntillägget. Partiernas ideologiska skillnader kan ha en stor betydelse för hur kommunen ser på hemvård av barn. Traditionellt sett har Centerpartiet i Finland varit en stark förespråkare av hemvård medan Socialdemokraterna har jobbat för att förstärka den offentliga dagvården (Hiilamo & Kangas, 2009). Dessa ideologiska skillnader kan kännas av även i den mer aktuella politiska debatten. Enligt kommunalvalsprogrammen för kommunalvalet 2017 fanns det tre riksdagspartier som förespråkade hemvård av barn. Dessa var Centern, Sannfinländarna och Kristdemokraterna (Centern i Finland, 2017; Sannfinländarna, 2017; Kristdemokraterna, 2017). Det antas därför att kommuner med starkt sammanlagt stöd för dessa partier i kommunfullmäktige har större sannolikhet att erbjuda kommuntillägg till hemvårdsstöd.

Utöver den politiska sammansättningen kan fullmäktiges beslut påverkas av ledamöternas personliga egenskaper. Enligt empiriska studier (se t.ex. Chattopadhyay & Duflo, 2004) gör beslutsfattare ofta val enligt de egna preferenserna. Om det antas att till exempel ålder och kön påverkar preferenserna är det möjligt att dessa egenskaper leder till policybeslut av en viss riktning. Därför inkluderas fullmäktiges medelålder och könsfördelningen som variabler i studien.

Grannkommunernas användning av kommuntillägget (diffusion)

Enligt diffusionshypotesen kan praxis sprida sig från organisation till organisation i relativt oförändrad form (Campbell, 2004). Därför kan ibruktagandet av kommuntillägg till hemvårdsstöd bero på att andra kommuner i närheten erbjuder tillägget. Kommuntillägget kan ses som ett sätt att locka barnfamiljer till orten och på så sätt konkurrera med andra kommuner. Figur 4 ger stöd för antagandet. I vissa områden är kommuntilläggskommunerna tydligt koncentrerade. Speciellt i Nyland, Kajanaland och Lappland kan det upptäckas områden där flera kommuner erbjuder tillägget.

För att kunna mäta effekten av diffusionen, konstrueras en variabel som anger grannkommunernas utbetalning av kommuntillägget. Variabeln antar värdet 1 om någon av kommunens grannkommuner erbjuder kommuntillägg till hemvårdsstödet och värdet 0 om ingen av grannkommunerna erbjuder stödet.



Figur 4. Kommuner som erbjuder kommuntillägg till hemvårdsstödet år 2018

Källa: Lahtinen & Svartsjö (2018) samt kommunernas egna webbsidor
Kartunderlag: Lantmäteriverket

Yta

Ur figur 4 kan det utläsas att en betydande del av kommunerna som erbjuder kommuntillägg är stora till ytan. Detta kan förklaras av att långa avstånd försvårar upprätthållandet av ett fungerande daghemsnät i hela kommunen. Därför inkluderas även kommunens yta i studien.

Kommuntilläggets genomsnittliga belopp

Kommuntilläggets eurobelopp används som förklarande variabel i avhandlingens andra forskningsfråga. En ökning i kommuntillägget förväntas ha en negativ effekt på kvinnors deltagande i arbetskraften (Räsänen et al. 2019).

Som källa används en utredning gjord av Kommunförbundet (Lahtinen & Svartsjö) år 2018 med komplettering från kommunernas egna webbsidor. På grund av att kommunerna långt kan själva bestämma om förmånens betalningsgrunder kan kommuntilläggets eurobelopp variera mycket beroende på barnets ålder, hur många barn det finns i familjen och kommunens givmildhet. Därför används det genomsnittliga månatliga beloppet för ett barn under tre år.

I tabell 2 presenteras en sammanfattning av variablerna som inkluderas i analysen. På grund av de två forskningsfrågorna kommer variablerna att användas i två olika analyser i något varierande form. Därför presenteras variablerna här i två olika spalter, beroende på om variabeln används i båda analyserna eller endast någondera.

Tabell 2. Variablerna i regressionsanalysen

Variabler i fråga 1	Variabler i fråga 2	Beskrivning av variabeln	År	Källa
Utfallsvariabler				
Förekomsten av kommuntillägg		Binär variabel: Erbjuder kommunen kommuntillägg? (1=ja, 0=nej)	2018	Kommunförbundet och kommunernas egna webbsidor
	Kvinnors sysselsättningsgrad	Andelen av kvinnorna i åldern 18–64 år som är sysselsatta	2018	Statistikcentralen
Förklarande variabler: Befolkningsstrukturen				
Andelen barn under 3 år		Procentuella andelen av kommunens befolkning som är under 3 år	2018	Statistikcentralen
Positiv nettoflyttning		Genomsnittlig årlig nettoflyttning i relation till folkmängden	2014 - 2018	Statistikcentralen
Positiv naturlig folkökning		Genomsnittlig årlig naturlig folkökning i relation till folkmängden	2014 - 2018	Statistikcentralen
Andelen personer med främmande modersmål		Procentuella andelen av kommunens befolkning som har ett annat modersmål än finska, svenska eller samiska	2018	Statistikcentralen
Folkmängd		Kommunens folkmängd i slutet av året	2018	Statistikcentralen
Andelen kvinnor med högskoleutbildning		Procentuella andelen av kvinnorna i åldern 20-44 med högskoleutbildning	2018	Statistikcentralen
Kvinnors sysselsättningsgrad		Andelen av kvinnorna i åldern 18–64 år som är sysselsatta	2018	Statistikcentralen
Förklarande variabler: Kommunstrukturen				
Kommunalskattesats		Kommunens inkomstskattesats	2018	Skatteförvaltningen
Årsbidrag		Genomsnittligt årsbidrag per invånare	2014 - 2018	Statistikcentralen
Soliditet		Egna kapitalets andel av hela kapitalet	2018	Statistikcentralen
Centerns, Sannfinländarnas och Kristdemokraternas andel av invalda i kommunalval		Partiernas andel av invalda i kommunfullmäktige i kommunalval 2017	2017	Statistikcentralen
Kommunfullmäktiges medelålder		Medelåldern bland ledamöterna	2017	Statistikcentralen
Andelen kvinnor i kommunfullmäktige		Andelen kvinnliga fullmäktigeledamöter	2017	Statistikcentralen
Kommunens yta		Yta i km ²	2018	Statistikcentralen
Diffusion		Binär variabel: Erbjuder någon av kommunens grannkommuner kommuntillägg? (1=ja, 0=nej)	2018	Kommunförbundet och kommunernas egna webbsidor
	Kommuntilläggets belopp	Genomsnittligt kommuntilläggsbelopp per månad per barn under 3 år	2018	Kommunförbundet och kommunernas egna webbsidor

I tabell 3 presenteras deskriptiv statistik över datamaterialet. Jämfört med de antaganden som presenterades tidigare i kapitlet skiljer sig kommuntilläggskommunerna från andra kommuner på delvis överraskande sätt. Andelen barn under tre år är större i kommuner som inte erbjuder kommuntillägg än i kommuner som gör det. Detta är överraskande eftersom antalet barn är direkt kopplat till småbarnspedagogikens efterfrågetryck. Även partiunderstödet avviker från det förväntade. De andra variablerna verkar beskriva dessa två kommungrupper enligt förväntningarna.

Tabell 3. Deskriptiv statistik

	Kommuner med kommuntillägg	Kommuner utan kommuntillägg
Kommuner i Fastlandsfinland	57 st (19,32 %)	238 st (80,68 %)
Befolkningsstrukturen	Medelvärden	
Kvinnors sysselsättningsgrad	73,11 %	72,07 %
Andelen barn under 3 år	2,37 %	2,44 %
Positiv nettoflyttning	42,1 %	18,1 %
Positiv naturlig folkökning	31,6 %	21,4 %
Andelen personer med främmande modersmål	3,84 %	2,80 %
Folkmängd (median)	8 329	6 180
Andelen kvinnor med högskoleutbildning	37,78 %	34,77 %
Kommunstrukturen	Medelvärden	
Kommunalskattesats	20,29 %	21,06 %
Årsbidrag per invånare	454,22 €	373,82 €
Soliditet	55,7 %	51,2 %
C+SF+KD:s andel av invalda i kommunalval	45,32 %	49,11 %
Kommunfullmäktiges medelålder	50,53	50,30
Andelen kvinnor i kommunfullmäktige	40,33 %	37,43 %
Kommuntillägg används i grannkommunen (diffusion)	73,7 %	59,7 %
Yta (median)	898 km ²	743 km ²
Kommuntilläggets belopp	142,71 €/barn/mån	-

Även om den deskriptiva statistiken ger en uppfattning om kommunerna, är det inte ännu möjligt att säga hur stor effekt de olika variablerna har på utfallet. I följande kapitel presenteras avhandlingens empiriska forskningsmetod där effekterna av de oberoende variablerna granskas samtidigt.

4. Empirisk forskningsmetod

I detta kapitel presenteras den empiriska forskningsmetoden som används för att besvara avhandlingens forskningsfrågor. Som forskningsmetod används regressionsanalys för att kunna estimeras sambandet mellan en rad förklarande variabler och utfallsvariabeln. På grund av datamaterialet och forskningsfrågornas karaktär kommer analysen att kräva två olika slags regressionsmodeller. Därför kommer det i detta kapitel att redogöras för både logistisk regression och OLS-regression. En mer detaljerad genomgång av regressionsdiagnostik presenteras i kapitel 6.

Regressionsanalyserna utförs med hjälp statistikhanteringsprogrammet STATA.

Valet av regressionsmodell utgår i stor utsträckning från datamaterialet och tidigare forskning. Förekomsten av kommundillägg till hemvårdsstöd har studerats av Miettunen (2008) genom en logistisk regressionsanalys. Eftersom Miettunens studie ligger som grund för en del av denna avhandling är det motiverat att tillämpa samma metod. I den andra delen av avhandlingens empiriska del studeras hur variablerna som förklarar förekomsten av kommundillägget också förklarar kvinnors sysselsättningsgrad. Eftersom sysselsättningsgraden är en kontinuerlig variabel är det lämpligt att använda en OLS-regression som utgångspunkt i analysen.

De två olika regressionsmodellerna kommer att behandlas separat, bortsett från en allmän genomgång av den grundläggande ekonometrin och de antaganden som metoderna ställer på datamaterialet. Det datamaterial som presenterats i kapitel 3 används i båda modellerna i något varierande utsträckning (se tabell 2).

En regressionsanalys används för att påvisa sambandet mellan en utfallsvariabel och en eller flera förklarande variabler. En multipel regressionsmodell med flera förklarande variabler anses ofta ange en mer korrekt estimering av den verkliga situationen än en enkel regressionsmodell med endast en förklarande variabel. Det statistiska sambandets omfattning anges som estimerade effekter för varje förklarande variabel (Woolridge, 2013).

Båda regressionsmodellerna som används i avhandlingen är multipla, eftersom utfallet antas vara ett resultat av flera olika faktorer. De variabler som inkluderas i en multipel regressionsmodell ska vara

tillräckligt många för att kunna beskriva fenomenet. Med detta i åtanke ska antalet variabler inte heller vara för stort, eftersom onödiga variabler kan förvränga modellens förklaringsstyrka och ge felaktiga estimat. Därför är det ändamålsenligt att kontrollera hur de förklarande variablerna korrelerar med varandra. För att en multipel regressionsmodell ska fungera korrekt, får det inte finnas perfekt multikollinearitet mellan de oberoende variablerna. Perfekt multikollinearitet innebär att två eller flera variabler har perfekt linjärt samband. Dessa variabler bidrar då med samma information, och deras effekt på utfallsvariabeln blir felaktig. En viss korrelation mellan variablerna är oundviklig, men de starkaste sambanden bör noteras och vid behov åtgärdas (Woolridge, 2013). Förutsättningarna för materialets lämplighet för de olika regressionsmodellerna presenteras i kapitel 6.

4.1. Logistisk regression

Förekomsten av kommundillägg till hemvårdsstödet estimeras genom en logistisk regressionsanalys. Genom analysen identifieras variabler som har en inverkan på förekomsten av kommundillägget och som därmed skiljer kommundilläggskommunerna från resten av kommunerna.

Logistisk regressionsanalys baserar sig på odds och logaritmerade odds. Oddset för att någonting sker kan uttryckas genom formeln 4.1. Jämfört med rena sannolikheter (p), som endast kan anta värden mellan 0 och 1, har sannolikheter uttryckta som odds ingen övre gräns. Logaritmerade odds (*logiten*) eliminerar dessutom den nedre gränsen, vilket gör variabeln oändlig.

$$odds = \frac{p}{1-p} \quad (4.1)$$

En av fördelarna med logistisk regression är att de oberoende variablerna kan vara kvantitativa eller kvalitativa. Detta ställer färre krav på datamaterialets struktur. Utfallsvariabeln är dock alltid en binär variabel som antar antingen värdet 0 eller 1 (Bjerling & Ohlsson, 2010). Detta är ett av den logistiska regressionens kännetecken. I detta fall kommer kommuner med kommundillägg till hemvårdsstöd att anta värdet 1 och resterande kommuner värdet 0.

En annan fördel med metoden är att den inte antar linjära samband så som en traditionell OLS-regression (Bjerling & Ohlsson, 2010). I logistisk regression antas det dock att sambandet mellan *logiten* och den oberoende variabeln är linjärt. Detta kräver att variablernas funktionella form kontrolleras. Problem kan framför allt orsakas av kontinuerliga variabler (Bartlett, 2014). Utöver detta finns det heller inga krav på residualernas normalfördelning eller homoskedasticitet (Bjerling & Ohlsson, 2010).

Trots sina fördelar har logistisk regression även ett antal brister som är värda att lyfta fram. För det första är användningen av odds tidvis kontraintuitivt och kräver viss noggrannhet för att tolkningen ska bli korrekt. För det andra är metoden inte tillämpad för att beskriva kausala samband (Bjerling & Ohlsson, 2010). Det är alltså inte möjligt att genom logistisk regression säga om kommuntillägget leder till att flera barn föds i kommunen eller om den ökade mängden barn leder till införandet av kommuntillägget. I denna avhandling är syftet att identifiera skillnader mellan olika kommuner. Att estimeras kausala samband är inte aktuellt och logistisk regression kan användas.

I logistisk regression kan resultaten presenteras på två olika sätt; antingen som odds eller som logaritmerade odds (*logit*). I samband med *odds* beskrivs utfallet som en multiplikativ modell av de oberoende variablerna. I samband med *logiten* beskrivs utfallet i sin tur som en linjär funktion av de oberoende variablerna (Djupsjöbacka, 2020). I STATA kan båda resultatalternativen produceras.

För en mer intuitiv tolkning presenteras resultaten som oddskvoter. Oddskvoten är, som namnet säger, kvoten mellan två odds som beskriver hur oddset för att någonting sker eller icke sker förändras av ett skalsteg i den förklarande variabeln. Om oddskvoten antar ett värde över 1 ökar oddset medan oddset minskar om kvoten är mindre än 1. Oddskvoten tolkas som en procentuell förändring.

För att ytterligare förenkla tolkningen av resultaten kan odds beskrivas som genomsnittliga marginaleffekter. Detta är ett sätt att presentera resultaten i form av förändringar i sannolikheter. På grund av olika utgångslägen i kommunerna samt ett flertal förklarande variabler är en sann förändring i sannolikheten svår att estimeras. Effekten av en förändring i en av x-variablerna kommer att vara olika för alla kommuner i datamaterialet beroende på deras värden för resten av förklarande variablerna. Om effekten räknas ut separat för varje kommun är det möjligt att beräkna den

genomsnittliga marginaleffekten. Den genomsnittliga marginaleffekten anger hur många procentenheter sannolikheten i snitt påverkas av ett skalsteg på x-variabeln (Djupsjöbacka, 2020).

4.2. OLS-regression

I avhandlingens andra forskningsfråga estimeras sambandet mellan förklarande variabler och kvinnors sysselsättningsgrad. I analysen används i stort sett samma variabler som i den första forskningsfrågan, förutom att kvinnors sysselsättningsgrad blir utfallsvariabeln och kommuntilläggets inverkan estimeras genom kommuntilläggets genomsnittliga belopp.

Denna del av studien kommer att utföras med hjälp av en OLS-regression. Eftersom utfallsvariabeln nu är kontinuerlig är en logistisk regression inte längre möjlig. En OLS-regression (Ordinary Least Squares Method eller minstakvadratmetoden) beräknar sambandet mellan de förklarande variablerna och utfallsvariabeln genom att minimera de kvadrerade residualerna (Woolridge, 2013).

För att en OLS-regression ska ge så sanningsenliga estimat som möjligt måste vissa antaganden uppfyllas. För det första antas det i samband med användningen av en OLS-regression att modellen beskriver ett linjärt samband mellan de förklarande variablerna och utfallsvariabeln. Därför borde feltermen i genomsnitt vara noll. Antagandet uppfylls inte om modellen är fel specificerad och någon av variablerna har fel funktionell form. Olika transformationer av data kan dock åtgärda problemet så att beskrivningen av sambandet mellan de beroende och oberoende variablerna blir bättre (Woolridge, 2013).

För det andra ska feltermen vara homoskedastisk, vilket innebär att feltermsvariansen är konstant för alla kombinationer av värden på x-variablerna. Om antagandet inte uppfylls är feltermsvariansen heteroskedastisk, vilket leder till att modellen anger felaktiga standardfel och signifikansnivåerna blir lägre (Woolridge, 2013).

En detaljerad genomgång av modellspecificeringen och regressionsdiagnostiken presenteras i kapitel 6.

5. Resultat och analys

I detta kapitel presenteras de mest centrala resultaten från den ekonometriska studien. I den första delen presenteras resultaten från den logistiska regressionsanalysen som estimerar oddset för förekomsten av kommuntillägget i kommunerna. I den andra delen läggs resultaten från OLS-regressionen fram. Regressionen estimerar sambandet mellan olika förklarande variabler och kvinnors sysselsättningsgrad. I sista avsnittet presenteras betydelsen av resultaten och kopplingen mellan dessa två regressionsanalyser.

5.1. Förekomsten av kommuntillägget

I tabell 4 presenteras resultaten från den logistiska regressionsanalysen som estimerar oddset för förekomsten av kommuntillägget i en kommun. Variablerna är indelade i två olika modeller. Den första modellen innehåller de variabler som beskriver befolkningsstrukturen och i den andra modellen inkluderas även de variabler som beskriver kommunstrukturen. För att underlätta tolkningen presenteras resultaten både som oddskvoter och som genomsnittliga marginaleffekter. I tolkningen av resultaten läggs det främst vikt på enskilda variabler och effekternas förtecken. Detta fungerar som en slags hypotestestning. På grund av att det finns relativt få kommuner som erbjuder kommuntillägg till hemvårdsstöd är det svårt att få riktigt signifikanta resultat. Därför binds tolkningen inte totalt till vedertagna signifikansnivåer på 1, 5 och 10 procent, utan även mindre signifikanta resultat beaktas.

De estimat som presenteras i tabell 4 visar att oddset för förekomsten av kommuntillägget påverkas främst av befolkningstillväxt, kommunens ekonomiska situation och kommunfullmäktiges sammansättning.

I modell 1 inkluderas endast de variabler som beskriver befolkningsstrukturen i kommunen. Effekten för andelen barn i kommunen är signifikant och antar en oddskvot på 0,385. Detta innebär, att oddset för att kommunen erbjuder kommuntillägg till hemvårdsstödet minskar med 61,5 procent då andelen barn ökar med en procentenhet. Alternativt kan de genomsnittliga marginaleffekterna tolkas, vilket anger sannolikheten för att en kommun erbjuder kommuntillägg. För variabeln andelen barn i

kommunen är den genomsnittliga marginaleffekten -0,134, vilket betyder att då andelen barn ökar med en procentenhet minskar sannolikheten att erbjuda kommuntillägg i snitt med 13,4 procentenheter. Att en högre andel barn minskar på sannolikheten är något överraskande med tanke på tidigare forskningsresultat. Däremot är detta i linje med den deskriptiva statistiken som antyder att andelen barn är snäppet lägre i kommuntilläggskommuner.

Oddsquoten för positiv nettoflyttning är signifikant på 10-procentnivån och kvoten är dessutom relativt stor. Effekten är i linje med den deskriptiva statistiken och tidigare forskningsresultaten om att en stor inflyttning ökar på sannolikheten att erbjuda kommuntillägg (Miettunen, 2008). Oddset för att kommunen erbjuder kommuntillägg är 113 procent större i kommuner som har en positiv nettoinflyttning jämfört med kommuner vars nettoinflyttning är negativ.

I modell 2 inkluderas också de variabler som beskriver kommunens struktur samt en interaktionsterm. Oddsestimaten för befolkningens struktur förblir till stora delar likadana som i modell 1. Oddsquoten för andelen barn har fortfarande en minskande effekt och är signifikant på 5-procentnivån. Sysselsättningsgraden har en positiv men icke-signifikant effekt. Folkmängden har en oddsquot på 1,000 i båda modellerna, vilket tyder på att effekten skulle vara obefintlig. Detta beror på den stora variationen i folkmängden, vilket leder till att effekten av en invånare blir väldigt liten. Den genomsnittliga marginaleffekten är dock positiv, vilket betyder att sambandet mellan kommuntillägget och folkmängden är positivt. Oddsquoterna för utbildningsnivå och främmande modersmål är inte signifikanta och kvoterna ligger nära värdet ett för båda två, vilket betyder att effekten blir oklar.

Skillnaderna mellan modellerna ligger i de variabler som beskriver befolkningsökningen. Dummyvariabeln för positiv nettoflyttning svänger totalt och har i modell 2 en minskande effekt på oddset. Detta förklaras av att nettoflyttningen sammanhänger med de variabler som beskriver kommunstrukturen. Då variablerna inkluderas i modellen fångar de upp effekten som i modell 1 beskrevs av nettoflyttningen. Dessutom fångar även interaktionstermen upp en del av effekten. Oddsquoten för positiv naturlig folkökning ökar i sin tur markant och har en signifikant effekt på 10-procentnivån.

Variablerna som beskriver kommunstrukturen består främst av variabler som beskriver den ekonomiska situationen i kommunen och sammansättningen i fullmäktige. De ekonomiska variablerna ger till en del förväntade resultat. Kommuner med gott ekonomiskt läge tenderar ha bättre ekonomiska förutsättningar att erbjuda ett kommuntillägg, vilket med dessa variabler skulle innebära en låg kommunalskattesats, ett högt årsbidrag och en hög soliditetsgrad.

Kommunalskattesatsen har en signifikant oddskvot på 0,399. Detta innebär att oddset för att kommunen erbjuder kommuntillägg sjunker med en faktor på 0,621 eller med 62,1 procent för varje procentenhet som skattesatsen ökar. Detta är i linje med antagandet om att relationen mellan kommunens ekonomiska situation och sannolikheten att erbjuda kommuntillägg är positivt.

Kommunens årsbidrag per invånare beskrivs i modellen genom kvadratroten ur årsbidraget. Oddskvoten är inte signifikant och inga slutsatser kan därför dras. Två kommuner i populationen har negativt årsbidrag och därför kan kvadratroten inte tas ur dessa. Därför är antalet observationer 293 i modell 2.

För soliditet används en kvadratisk funktion. Enligt resultatet har soliditet en minskande effekt på oddset att erbjuda kommuntillägg, åtminstone för låga grader av soliditet. Signifikansen ligger precis utanför 10-procentsnivån (p-värde 0,108). Den kvadrerade variabeln antyder att den negativa effekten på oddset avtar vid högre grader av soliditet.

Oddskvoten för kommunens soliditet påverkas även av interaktionstermen mellan soliditeten och nettoflyttningen. Interaktionstermen är motiverad, eftersom kommuntillägget kan sannolikt förekomma i kommuner där inflyttningen är stor och kommunens ekonomi är i gott skick. Detta indikerar både ett möjligt behov av kommuntillägg och en ekonomisk möjlighet att erbjuda det. Oddskvoten för interaktionstermen är signifikant och ökar på oddset att erbjuda kommuntillägg. Interaktionstermens effekt innebär att nettoflyttningen också påverkar soliditetens effekt på utfallet. Ju högre nettoflyttningen är desto snabbare minskar soliditetens negativa effekt.

Hur sammansättningen i kommunfullmäktige påverkar oddset för att erbjuda kommuntillägg beskrivs genom fullmäktiges medelålder samt kvinnors andel av kommunfullmäktigeledamöterna. Utöver det inkluderas en variabel för partiunderstödet. Medelåldern och den kvadrerade variabeln för

medelåldern ligger båda inom en signifikansnivå på 10 procent, vilket gör estimaten beaktansvärda. Oddskvoten för medelåldern är 1,035, vilket innebär att oddset för kommuntillägget ökar då medelåldern ökar. Den kvadrerade termen får en oddskvot på 1,000 och marginaleffekten är svagt negativ, vilket innebär att den positiva effekten är avtagande vid högre medelåldrar.

Kvinnornas andel i kommunfullmäktige har en signifikant effekt på kommuntilläggets förekomst. Oddskvoten är mindre än ett, vilket betyder att oddset minskar vid en stigande andel kvinnor. Oddset för att erbjuda kommuntillägg minskar med 29,9 procent om andelen kvinnor ökar med en procentenhet. Den kvadrerade termen visar dock, att minskningen av oddset avtar vid högre andelar.

För att mäta effekten av politiska sammansättningen i fullmäktige har de partier som förespråkat hemvård av barn under kommunalvalskampanjerna år 2017 inkluderats (Centern i Finland, 2017; Sannfinländarna, 2017; Kristdemokraterna, 2017). Oddskvoten för Centerns, Sannfinländarnas och Kristdemokraternas sammanlagda understöd i kommunalvalet 2017 har en signifikansnivå som ligger precis utanför 10-procentsnivån. Effekten är positiv, vilket är värt att notera trots signifikansnivån.

Variabeln för diffusion ger inget signifikant resultat medan kommunens yta verkar ha en signifikant effekt på oddset. Oddskvoten är väldigt nära värdet 1 och därför är effekten av en ökning i ytan (km²) försvinnande liten. Kommunernas ytor varierar dock mycket, vilket förklarar den minimala effekten. Den genomsnittliga marginaleffekten är svagt positiv, vilket antyder att effekten av kommunens yta är positiv.

Tabell 4. Resultat från logistisk regressionsanalys. Sambandet mellan förklarande variabler och förekomsten av kommuntillägg till hemvårdsstöd

	(1)		(2)	
	Oddsquoter	Marginaleffekter	Oddsquoter	Marginaleffekter
Befolkningsstrukturen				
Kvinnors sysselsättningsgrad	1,039 (0,0503)	0,00534 (0,00679)	1,066 (0,0658)	0,00717 (0,00686)
Andelen barn under 3 år	0,385*** (0,137)	-0,134*** (0,0489)	0,387** (0,164)	-0,106** (0,0466)
Positiv nettoflyttning (dummy)	2,133* (0,850)	0,106* (0,0551)	0,0244** (0,0432)	-0,416** (0,194)
Positiv naturlig folkökning (dummy)	1,754 (0,953)	0,0789 (0,0760)	2,936* (1,903)	0,121* (0,0717)
Folkmängd	1,000 (5,15e-06)	7,53e-07 (7,20e-07)	1,000 (7,81e-06)	1,27e-06 (8,67e-07)
Andelen kvinnor med högskoleutbildning	1,036 (0,0326)	0,00492 (0,00441)	1,016 (0,0389)	0,00176 (0,00428)
Andelen personer med främmande modersmål	1,026 (0,0791)	0,00356 (0,0108)	0,959 (0,108)	-0,00473 (0,0126)
Kommunstrukturen				
Skattesats			0,399*** (0,118)	-0,103*** (0,0318)
√Årsbidrag			1,025 (0,0426)	0,00272 (0,00465)
Soliditet			0,899 (0,0596)	-0,0119 (0,00734)
Soliditet ²			1,001 (0,000620)	8,75e-05 (6,89e-05)
Kommunfullmäktiges medelålder			1,035* (0,0203)	0,00389* (0,00217)
Kommunfullmäktiges medelålder ²			1,000* (1,93e-06)	-3,77e-07* (2,14e-07)
Andelen kvinnor i kommunfullmäktige			0,701*** (0,0952)	-0,0397*** (0,0148)
Andelen kvinnor i kommunfullmäktige ²			1,005*** (0,00181)	0,000559*** (0,000195)
Centerns, Sannfinländarnas och Kristdemokraternas sammanlagda understöd			1,016 (0,0106)	0,00175 (0,00116)
Kommunens yta			1,000* (0,000109)	2,29e-05* (1,20e-05)
Diffusion			1,124 (0,446)	0,0131 (0,0444)
Interaktionsterm				
Positiv nettoflyttning * soliditet			1,067** (0,03313)	0,00730** (0,00319)
Observationer	295	295	293	293

Standardfel inom parentes
 *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Resultaten från den logistiska regressionsanalysen ger stöd för att anta att kommuntilläggskommuner skiljer sig från andra kommuner, åtminstone i vissa avseenden. Oddsestimaten indikerar att kommuner som erbjuder kommuntillägget i större utsträckning är tillväxtkommuner med god ekonomisk situation. De har även oftare ett större understöd för partier som förespråkar hemvårdsstöd och kommunfullmäktige har en högre medelålder och en mindre andel kvinnor.

Efter att den logistiska regressionsanalysen är slutförd övergår analysen till avhandlingens andra forskningsfråga.

5.2. Kvinnors sysselsättning

I kapitel 5.1. presenterades resultaten från den logistiska regressionsanalysen där sambandet mellan kommunernas egenskaper och kommuntillägget estimerades. Genom resultaten är det nu möjligt att studera hur kommuntilläggskommunernas egenskaper sammanhänger med kvinnors sysselsättningsgrad. Det är därför av speciellt intresse att studera vilka variabler som hänger ihop med både förekomsten av kommuntillägg och kvinnors sysselsättningsgrad, för att på det sättet förklara relationen mellan hemvårdsstöd och sysselsättning.

I tabell 5 presenteras resultaten från OLS-regressionen. I modellen estimeras sambandet mellan kvinnors sysselsättningsgrad och en rad förklarande variabler.

I den första modellen presenteras estimaten från variablerna som beskriver befolkningsstrukturen. Till skillnad från den logistiska regressionen används det i OLS-regressionen kontinuerliga variabler för flyttrörelsen och naturliga folkökningen. Dessa ger bättre resultat i en OLS-regression jämfört med kategoriska variabler.

Alla variabler i den första modellen är signifikanta på minst 10-procentsnivån. Den logaritmerade variabeln för andelen barn är signifikant och har en negativ effekt på kvinnors sysselsättningsgrad. Då värdet på den logaritmiska variabeln ökar med en procent minskar sysselsättningsgraden med 0,03

procentenheter. Även befolkningsmängden har ett negativt estimat. De andra variablerna i den första modellen verkar ha positiv inverkan på sysselsättningsgraden. Sambandet mellan naturlig folkökning och kvinnors sysselsättningsgrad är signifikant och estimatet är dessutom jämförelsevist stort. Detta beror på att variationen i den naturliga folkökningen rör sig mellan -2 och 1 procent, vilket innebär att väldigt stora ökningar inte är sannolika. Andelen kvinnor med högskoleutbildning har även den en positiv effekt på sysselsättningen. Sambandet är dock avtagande då den kvadrerade termen anger ett negativt estimat.

I den andra modellen inkluderas också de variabler som beskriver kommunens struktur. De variabler som beskriver befolkningsstrukturen förändras inte avsevärt; det är endast andelen av befolkningen med främmande modersmål som tappar sin signifikans, och estimatet blir också mindre.

Av de ekonomiska variablerna exkluderas variabeln för kommunens skattesats. Enligt lämplighetstesten är modellen bättre specificerad utan variabeln och den hade inte heller någon signifikant effekt. Estimatet för soliditet indikerar ett svagt negativt samband mellan kommunens goda ekonomiska situation och kvinnors sysselsättningsgrad. Effekterna är dock små och årsbidraget visar inga signifikanta resultat.

För kommunfullmäktiges del verkar den politiska sammansättningen ha en negativ effekt på kvinnors sysselsättningsgrad. I kommuner med stort sammanlagt understöd för Centern, Sannfinländarna och Kristdemokraterna tenderar sysselsättningen att vara lägre. Variabeln för fullmäktiges medelålder är likaså negativ. Kvinnornas andel verkar inte ha en signifikant effekt.

Om det finns ett samband mellan hemvårdsstöd och kvinnors sysselsättningsgrad, borde det finnas ett samband mellan kommundagverket och sysselsättningsgraden likaså. Kommundagverkets eurobelopp verkar ha en svagt positiv effekt på sysselsättningen. Detta ligger i linje med resultatet från den logistiska regressionen, även om sambandet mellan sysselsättningsgraden och kommundagverkets förekomst inte var signifikant. Ett förhöjt hemvårdsstöd verkar hänga ihop med högre sysselsättningsgrad.

Tabell 5. Resultat från OLS-regression. Sambandet mellan förklarande variabler och kvinnors sysselsättningsgrad

	(1) OLS	(2) OLS
Befolkningsstrukturen		
Andelen barn under 3 år (log)	-3,759** (1,488)	-3,504** (1,463)
Nettoflyttning	0,722* (0,416)	0,685* (0,406)
Naturlig folkökning	5,189*** (0,810)	4,308*** (0,818)
Folkmängd (log)	-1,707*** (0,227)	-1,717*** (0,235)
Andelen kvinnor med högskoleutbildning	0,710*** (0,201)	0,662*** (0,192)
Andelen kvinnor med högskoleutbildning ²	-0,00583** (0,00270)	-0,00555** (0,00258)
Andelen personer med främmande modersmål (log)	1,226*** (0,347)	0,495 (0,346)
Kommunstrukturen		
Årsbidrag		-0,00158 (0,00104)
Soliditet		-0,0293** (0,0143)
Kommunfullmäktiges medelålder		-0,175** (0,0726)
Andelen kvinnor i kommunfullmäktige		-0,0348 (0,0223)
Centerns, Sannfinländarnas och Kristdemokraternas sammanlagda understöd		-0,0538*** (0,0102)
Kommunens yta (log)		-0,268 (0,201)
Diffusion		0,631* (0,378)
Kommuntilläggets belopp		0,00621** (0,00308)
Konstant	74,83*** (4,494)	92,34*** (5,887)
Observationer	295	295
R ²	0,532	0,603
Justerade R ²	0,521	0,582

Standardfel inom parentes
 *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Enligt resultaten från OLS-regressionen finns det ett signifikant samband mellan kvinnors sysselsättningsgrad och flera av de förklarande variablerna. Av de signifikanta resultaten är det den naturliga folkökningen som har det starkaste positiva sambandet med utfallet. Sambandet mellan kommuntillägget och sysselsättningen är även positivt, likaså kvinnors utbildningsnivå. En lägre sysselsättningsnivå hänger däremot samman med en högre andel barn samt större folkmängd. Sambandet mellan understödet för Centern, Sannfinländarna och Kristdemokraterna samt sysselsättningen är negativt, likaså sambandet mellan fullmäktiges medelålder och sysselsättningen.

Resultaten från regressionsanalyserna visar att det finns kännetecken i kommunerna som hänger ihop både med kommuntillägget och med kvinnors sysselsättningsgrad. I följande delkapitel går diskussionen djupare in på vad regressionsresultaten säger om sambandet mellan hemvårdsstöd och kvinnors sysselsättningsgrad.

5.3. Analys

Resultaten från regressionsanalyserna presenterades i delkapitlen 5.1. och 5.2. I detta avsnitt kommer resultaten att diskuteras mera djupgående för att öka förståelsen av sambandet mellan hemvårdsstöd och kvinnors sysselsättning. Är ett förhöjt hemvårdsstöd och kvinnors sysselsättningsgrad sammankopplade med vissa kommunala egenskaper? I analysen beaktas främst de variabler som påvisat signifikanta samband med utfallet.

Enligt resultaten från regressionsanalyserna är sambandet mellan kommuntillägget och kvinnors sysselsättningsgrad positivt. Dessa är de två mest centrala variablerna i studien. Enligt den logistiska regressionen (tabell 4, modell 2) är sambandet mellan sysselsättningen och kommuntilläggets förekomst dock inte statistiskt signifikant. Oddskvoten för sysselsättningen är 1,066, vilket antyder att sambandet kan vara positivt. Oddset för att erbjuda kommuntillägg skulle i så fall öka om sysselsättningsgraden stiger. I OLS-regressionen visade sig kommuntilläggets eurobelopp och sysselsättningsgraden också ha ett positivt och signifikant samband. I studien som Miettunen (2008) utfört visar sig sambanden mellan kommuntillägget och sysselsättningsgraden vara ungefär likadana som i denna avhandling, dock inte signifikanta. Miettunen beaktar trots det resultatet eftersom den

deskriptiva statistiken stöder sambandet. Enligt den deskriptiva statistiken som presenterats i denna avhandling var kvinnors sysselsättningsgrad snäppet högre i kommuner med kommuntillägg (73,11 %) än i resten av kommunerna (72,07 %) år 2018. I ljuset av regressionsresultaten, Miettonens forskningsresultat och den deskriptiva statistiken kan det antas att sambandet mellan kommuntillägget och kvinnors sysselsättningsgrad är positivt.

Sysselsättningsgrad som mått beskriver i detta sammanhang två olika fenomen. För det första ger den en antydning om hur stor andel av befolkningen som förvärvsarbetar, eller med andra ord hur många som potentiellt kan vara på föräldraledighet. För det andra är sysselsättning ett mått på välfärd och ekonomisk stabilitet. Kommuner med hög sysselsättning är ofta starka ekonomiskt.

Det positiva sambandet mellan kommuntillägget och sysselsättningsgraden förklaras av åtminstone två olika aspekter. I och med en hög sysselsättningsgrad är det ekonomiska läget gott och kommunen har möjlighet att erbjuda ett tillägg. Ett annat alternativ är att en hög sysselsättningsgrad indikerar goda sysselsättningsmöjligheter för kvinnor i kommunen. I sådana situationer är efterfrågetrycket på dagvården stort och ett kommuntillägg kan tänkas underlätta situationen.

Det finns dock forskningsresultat som ger stöd för att hemvårdsstöden minskar på kvinnors deltagande i arbetskraften (Kosonen, 2013; Peutere et al. 2014). Även stödets storlek har visat sig ha kausala, negativa samband med kvinnors sysselsättning (Kosonen & Huttunen, 2018). Skillnaderna i forskningsresultaten för hemvårdsstöd och kommuntillägg kan förklaras av stödets olika karaktär. Kommuntillägget fungerar i högre grad som ett verktyg för kommunen att styra barnfamiljers beteendemönster i samband med beslut om barnens vård (Räsänen et al. 2019). Det lagstadgade stödets syfte har inte varit att uppmuntra föräldrar till hemvård utan snarare det motsatta. Regeringens uttalade mål är att öka jämställdheten mellan föräldrarna i samband barnets vård och deltagande i arbetskraften (Statsrådets publikationer 2019:32). På grund av skillnaderna i stödets karaktär är det inte möjligt att dra direkta paralleller mellan kommuntilläggets samband med sysselsättningsgraden och hemvårdsstödet effekt på sysselsättningen.

Vilka andra egenskaper i kommunen sammanhänger både med förhöjt kommuntillägg och med kvinnors sysselsättningsgrad?

Andelen under 3-åringar av kommunens befolkning har en signifikant effekt i båda regressionerna. Andelen barn minskar på oddset att erbjuda kommuntillägg och har även ett negativt samband med kvinnors sysselsättning. Detta är överraskande då tidigare forskning antytt att andelen barn är kopplat till högre odds för att erbjuda kommuntillägg, vilket baserar sig på tanken om att en stor andel barn under 3 år belastar dagvården och efterfrågan behöver därför minskas. Miettunen (2008) påvisar i sin studie även stöd för denna hypotes. Enligt resultaten från den logistiska regressionen kan det däremot antas att en hög andel barn inte i sig belastar dagvården och därför inte höjer på oddset. Detta är i linje med den deskriptiva statistiken. Om andelen barn är relativt konstant över tid är småbarnspedagogiken antagligen anpassad till situationen och efterfrågan behöver inte minskas. Enligt resultaten är det snarare ökningen i antalet barn som bidrar till förekomsten av kommuntillägg. Barnandelens och sysselsättningsgradens negativa samband kan förklaras av att flera barn leder till flera kvinnor som stannar hemma på vårdledighet, vilket i sin tur minskar på sysselsättningsgraden.

Kommuntillägget kan också användas för att locka barnfamiljer till orten; i och med ett tillägg kan kommunen framstå som barnvänlig (Miettunen, 2008). Kommuntillägg som lockbete kan vara aktuellt i kommuner som lider av väldigt låg nativitet och där andelen barn således är förhållandevis låg. Allt fler kommuner lider i dagens läge av negativ befolkningstillväxt, vilket lett till att kommunerna infört olika slags ekonomiska stöd för att locka barnfamiljer (Valtanen, 2018).

Nettoflyttningen i kommunen har ett signifikant samband både med förekomsten av kommuntillägg förekomst och med kvinnors sysselsättning. Sambandet mellan nettoflyttningen och kommuntillägget estimeras vara positivt i den första modellen av den logistiska regressionsanalysen. Den deskriptiva statistiken antyder även ett positivt samband. I modell 2 förändras sambandet till negativt. Detta beror på att variablerna som beskriver kommunstrukturen hänger ihop med nettoflyttningen och fångar därför upp effekten från variabeln. Detta betyder att effekten av nettoflyttningen minskar. Utöver det inkluderas en interaktionsterm i modell 2. I och med interaktionstermen minskar den negativa effekten av nettoflyttningen då soliditetsgraden stiger. Vid riktigt höga grader av soliditet försvinner den negativa effekten av nettoflyttningen.

Nettoflyttningen har ett positivt samband med kvinnors sysselsättningsgrad. Kommuner med stor inflyttning är ofta livskraftiga orter med goda sysselsättningsmöjligheter (Finansministeriets publikationer 2020:13), vilket förklarar sambandet. En positiv nettoflyttning kan enligt tolkningen

förknippas både med förekomsten av kommuntillägg och med kvinnors sysselsättningsgrad. Trots att modell 2 i tabell 4 antyder att sambandet skulle vara negativt, antas det att effekten i grunden är positiv då förekomsten av kommuntillägg studeras genom variabler som beskriver befolkningsstrukturen.

Naturliga folkökningen sammanhänger positivt med både kvinnors sysselsättningsgrad och förekomsten av kommuntillägget. Detta innebär att i kommuner där nativiteten är större än mortaliteten är kvinnors sysselsättningsgrad högre och kommunen erbjuder mer sannolikt ett kommuntillägg. Sambandet följer logiken om att en ökning i mängden barn ökar efterfrågan på dagvårdsplatser som behöver minskas med hjälp av ett kommuntillägg. Kopplingen mellan den naturliga folkökningen och sysselsättningsgraden kan bero på att hög sysselsättning ofta indikerar ett gott ekonomiskt läge och livskraft i området, vilket attraherar invånare och familjer (Finansministeriets publikationer 2020:13). I sådana livskraftiga områden är nativiteten ofta hög, vilket i sin tur motiverar införandet av ett kommuntillägg.

Kommunens folkmängd har ett signifikant, positivt samband med förekomsten av kommuntillägget och ett signifikant negativt samband med kvinnors sysselsättningsgrad. Detta hänger ihop med att större kommuner ofta har mera spelrum med ekonomin och kan erbjuda ett tillägg. Samtidigt är stora kommuner ofta också tillväxtcentrum där antalet barn ökar (Finansministeriets publikationer 2020:13), vilket motiverar ett ibruktagande av kommuntillägget. Däremot verkar kvinnors sysselsättning sjunka i och med att folkmängden växer. Enligt datamaterialet tenderar sysselsättningen vara hög i kranskommunerna, det vill säga i kommunerna som omringar stora städer. Kranskommunerna har ofta betydligt mindre invånarantal än de städer de omringar. Små kommuner i Österbotten har också hög sysselsättningsgrad enligt det data som använts i studien. Dessa aspekter bidrar till att sysselsättningen och kommunens invånarantal har ett negativt samband.

Ovannämnda variabler beskriver kommunens befolkningsstruktur, vilket i många fall innebär variabler som påverkar efterfrågan på dagvård i kommunen. Genom ett kommuntillägg uppmuntras föräldrar till att sköta barnen hemma, vilket borde synas i efterfrågan på dagvårdsplatser. Att minska på dagvårdens efterfrågan har länge varit det uttalade syftet med kommuntillägget vid sidan om att förstärka familjers valfrihet kring barnets dagvård (Miettunen, 2008). Resultaten från den logistiska regressionsanalysen visar dock att de variabler som beskriver befolkningsstrukturen, och därmed

pressen på dagvården, inte har så stor inverkan på förekomsten av kommundillägget som det kunde förväntas. Ett flertal av kommunerna med kommundillägg antydde dessutom i Kommunförbundets rapport (Lahtinen & Svartsjö, 2018) att kommundillägget inte hade någon effekt på efterfrågan, eller att effekten inte kunde identifieras. Kan detta tolkas som att de faktorer som påverkar dagvårdens efterfrågetryck har en allt mindre betydelse för förekomsten av kommundillägg?

Det är också viktigt att minnas att dagvårdens efterfrågetryck inte nödvändigtvis varierar i samma takt som förändringen i andelen barn. Andelen barn är nämligen inte en direkt indikator för det faktiska antalet barn som är i behov av småbarnspedagogik. Andelen barn under 3 år kan stiga i och med att mängden människor i de andra åldersgrupperna minskar. En sådan förändring påverkar nödvändigtvis inte efterfrågan på småbarnspedagogiken.

Kommunens ekonomiska situation representeras i denna avhandling av kommunens skattesats, årsbidraget per invånare och soliditetsgraden. I logistiska regressionen är den mest signifikanta variabeln kommunens skattesats som har en negativ effekt på oddskvoten. Årsbidraget har ingen signifikant effekt. Soliditetsgraden ligger precis utanför signifikansnivån för 10 procent, vilket i detta fall dock anses vara tillräckligt signifikant för att effekten ska beaktas i analysen. Soliditetsgradens effekt för förekomsten av kommundillägget är negativt men avtar vid högre soliditetsgrader. Interaktionstermen mellan nettoflytten och soliditeten antyder dessutom att effekten av soliditeten ökar ytterligare för kommuner med positiv nettoflyttning. Soliditetsgraden beskriver kommunens långsiktiga ekonomiska stabilitet genom att jämföra det egna kapitalet med hela kapitalet. Det är möjligt att den långsiktiga stabiliteten inte har en väsentlig betydelse då det kommer till införandet av ett kommundillägg. Enligt Räsänen et al. (2019) är kommundillägget lockande för kommunen speciellt på kort sikt om avsikten är att försöka minska på kommunens utgifter. Därför kan soliditeten visa en negativ effekt. Med stöd från den deskriptiva statistiken kan det dock konstateras att ett gott ekonomiskt läge i kommunen åtminstone delvis ökar på oddset att erbjuda kommundillägg.

Parallellen till kvinnors sysselsättningsgrad är inte lika lätt att dra i detta fall, eftersom skattesatsen exkluderades från OLS-regressionen på grund av att den försämrade modellens förklaringsstyrka och förvrängde de andra estimaten. Årsbidraget ger ingen signifikant effekt medan soliditeten visar ett negativt, signifikant samband med sysselsättningsgraden. Sysselsättningsgraden kan dock i sig ses som en indikator för det ekonomiska läget.

Soliditetsgraden visar ett negativt samband med kvinnors sysselsättningsgrad, vilket kräver en mer djupgående tolkning. Kommuner med hög soliditetsgrad är i stor utsträckning landsbygdskommuner som har en stor primärproduktion, vilket betyder att en betydande andel av arbetskraften arbetar inom jordbruk, skogsbruk och fiske. Kvinnor har traditionellt haft sämre sysselsättningsmöjligheter inom dessa näringsgrenar. Enligt statistiken från 2017 var cirka 29 procent av arbetskraften inom primärproduktionen kvinnor (Finlands officiella statistik, 2020). Detta kan vara en förklaring till det negativa sambandet.

Beslutsfattandet i kommunen uttrycks i form av kommunfullmäktiges medelålder, könsfördelning och politiska sammansättning. Alla dessa beaktas ha en tillräckligt signifikant effekt på förekomsten av kommuntillägg. Fullmäktiges medelålder har en ökande effekt på oddset, vilket kan förklaras av konservativa värderingar gällande hemvård av barn. Andelen kvinnor i fullmäktige har en negativ effekt på oddset för förekomsten av kommuntillägg. Detta tyder på att kvinnor i fullmäktige inte förespråkar eller jobbar för ett kommuntillägg. Den politiska sammansättningen har en nästan signifikant, positiv effekt på oddset. Centern, Sannfinländarna och Kristdemokraterna har förespråkade hemvård av barn och resultaten tar därmed förväntade uttryck.

I OLS-regressionen påvisar kommunfullmäktiges medelålder ett signifikant negativt samband med kvinnors sysselsättningsgrad. Även understödet för Centern, Sannfinländarna och Kristdemokraterna har ett negativt samband med kvinnors sysselsättning. Är det så, att i kommuner där understödet för dessa partier är starkt, och där beslutsfattarna har högre medelålder, är kvinnors sysselsättningsmöjligheter sämre? Samtidigt har dessa variabler en positiv effekt på förekomsten av kommuntillägget.

Som svar på avhandlingens andra forskningsfråga kan det konstateras att vissa av de kännetecken som identifierats för kommuner med kommuntillägg även kan sammankopplas med kvinnors sysselsättningsgrad. Denna studie ger dock inga entydiga svar på hur ett förhöjt hemvårdsstöd påverkar kvinnors sysselsättning. Arbetskraftsutbudet påverkas av flera olika faktorer utöver de ekonomiska incitamenten. Hemvård av barn präglas av starka normer, förväntningar och värderingar som torde ha en inverkan på sysselsättningen men som är svåra att mäta och inkludera i en ekonometrisk studie.

6. Modellspecifikation och diagnostik

Regressionsmodellerna som används i avhandlingens empiriska del presenterades i tabellerna 4 och 5 i kapitel 5. Modellen i tabellen 4 är en logistisk regressionsmodell som estimerar oddset för att en kommun erbjuder kommundillägg till hemvårdsstöd. Den andra modellen, som presenterades i tabell 5, är en OLS-regression som estimerar kvinnors sysselsättningsgrad.

I detta kapitel presenteras modellspecifikation, datatransformationer och regressionsdiagnostik med hjälp av den metod som presenteras av Chen et al (2003). De antaganden som ligger bakom en logistisk regression och en OLS-regression är till en grad olika och ställer därför också olika krav på bland annat datamaterialet. På grund av detta är en del av diagnostiken likadan för båda regressionerna medan vissa antaganden måste uppfyllas bara i någondra av modellerna.

De presenterade statistiska testen är utförda med statistikhanteringsprogrammet STATA.

Ett grundläggande antagande som gäller alla slags multipla regressionsmodeller är att de förklarande variablerna inte ska korrelera med varandra i stor utsträckning (Woolridge, 2013). Stark korrelation mellan två eller flera förklarande variabler gör det svårare att identifiera vad som egentligen påverkar variationen i utfallsvariabeln. Därför ska multikollinearitet med fördel undvikas. Det finns dock inga entydiga gränser för vad som är för stark multikollinearitet. Valet av variabler i den slutgiltiga modellen beror utöver de krav som metoden ställer också på frågeställningen och på den teoretiska grunden.

Genom att sammanställa en korrelationsmatris är det möjligt att studera variablernas multikollinearitet (appendix 1). De starkaste korrelationerna finns mellan andelen barn i kommunen och den positiva naturliga folkökningen (0,69). Sambandet är logiskt men ger orsak till att överväga om båda variablerna ska inkluderas i modellen. En annan stark korrelation finns mellan kvinnors sysselsättningsgrad och utbildningsgrad (0,60). Detta är logiskt, eftersom kvinnor mer högre utbildning oftare har bättre sysselsättningsmöjligheter (se t.ex. Kalenius, 2014).

Korrelationsmatrisen beaktar dock endast linjära samband, vilket betyder att andra starka samband mellan variablerna inte identifieras. Ett annat sätt att kontrollera för multikollinearitet är ett så kallat

VIF-test (*Variance inflation factor-test*). I ett VIF-test studeras sambandet mellan variansen i en modell som bara innehåller en förklarande variabel och variansen i den kompletta modellen där alla variabler ingår. Indikatorn anger hur mycket av uppblåsningen i standardfelen kan vara orsakade av multikollinearitet. VIF-testet ger i detta fall inga större varningssignaler på att någon av variablerna skulle präglas av för stor multikollinearitet (appendix 1). Testet ligger inom de accepterade gränserna (under värdet 10) för alla variabler.

Logistisk regression

Variablernas funktionella form har en betydelse både i logistiska regressioner och i OLS-regressioner. I en logistisk regression är det dock sambandet mellan utfallsvariabelns *logit* och förklarande variabeln som antas vara linjärt. För att kunna avgöra den rätta funktionella formen i en logistisk regressionsmodell används LOWESS-grafer (*locally weighted scatterplot smoothing*), som estimerar en regressionslinje med utjämnade värden utifrån utfallsvariabeln och den förklarande variabeln. Proceduren upprepas för varje observation. Den estimerade regressionslinjen används för att prediktera de utjämnade värdena för utfallsvariabeln. På så sätt kan sambandet mellan *logiten* och oberoende variabeln skissas upp och tolkas (Bartlett, 2014). Enligt resultaten från LOWESS har variablerna för kommunens soliditet, fullmäktiges medelålder, kvinnors andel i fullmäktige, samt fullmäktiges politiska sammansättning kvadrerats. Dessa transformerade variabler inkluderas i modellen tillsammans med de ursprungliga variablerna. Utöver det har kvadratroten för variabeln för kommunens årsbidrag beräknats som en transformation.

Genom att genomföra ett så kallat *link-test* (*model specification link test for single-equation models*) kan modellspecifikationen kontrolleras. Om datatransformationerna bidragit till att modellen är bättre specificerad borde detta synas i ett *link-test* (Chen et al. 2003). Testen för modeller med och utan de transformerade variablerna redovisas i appendix 2a. Enligt testet är modellen bättre specificerad efter transformationerna.

Forskare som använder sig av olika slags analysmodeller är ofta intresserade av modellens kvalitet, alltså *goodness-of-fit*. Det vanligaste sättet att närma sig detta är att i någon form jämföra utfallets observerade värden med de predikterade värdena. Enligt Tufte (2000) är det för logistisk regressionsanalys fördelaktigt att använda *Hosmer-Lemeshow-testet*. Testet delar in de observerade

och predikterade utfallen i tio grupper. Om frekvenserna i grupperna stämmer överens, är modellen enligt testet lämplig att använda med datamaterialet i fråga (Tuft, 2000).

I regressionskörningen visar det sig att variabeln för främmande språk, kvinnors utbildningsgrad och diffusion visar estimat som har väldigt höga p-värden, och är därför inte signifikanta. Genom att turvis exkludera dessa från modellen efterföljt av ett *Hosmer-Lemeshow*-test visar att modellen är mera lämplig om variablerna för främmande språk och diffusion exkluderas (appendix 3a). Med tanke på avhandlingens andra forskningsfråga, och den jämförelse av variabler som krävs för att kunna besvara den, inkluderas variablerna språk och diffusion i modellen trots resultatet från *Hosmer-Lemeshow*-testet. Variablerna bidrar inte till regressionen, men påverkar heller inte estimaten av de andra variablerna i någon märkvärdig grad. För helhetsanalysens skull exkluderas därför ingen av dessa variabler.

En till viktig del av diagnostiken är att identifiera inflytelserika observationer som kan påverka estimaten. Inflytelserika observationer kan uppstå som en följd av fel i inmatningen av data eller alternativt kan det vara frågan om speciella observationer, i detta fall kommuner som kan vara intressanta studieobjekt i sig. I en regressionsanalys kan dock enstaka, väldigt inflytelserika observationer påverka estimaten och ge missvisande resultat (Sarkar et al. 2011).

För att kontrollera förekomsten av inflytelserika observationer är ett första steg att studera de predikterade sannolikheterna och residualerna. I appendix 4 presenteras Pearsons standardiserade residualer. Dessa antyder att några observationer får väldigt avvikande predikterade utfall, och har därför stora residualer. Pregibons inflytelsetest (*Pregibon leverage*) ger dock inga tydliga signaler på att observationerna i fråga skulle ha en avgörande inverkan på själva modellen. Detta betyder att de förklarande variablerna för dessa observationer inte är avvikande från resten, men att det predikterade utfallet avviker mycket från det observerade utfallet.

För att testa observationernas inverkan på modellen testas logitregressionen utan dessa observationer. Estimaten förändras inte märkvärdigt och *Hosmer-Lemeshow*-testet anger att modellen är sämre än den ursprungliga. De avvikande observationerna inkluderas därför i modellen.

OLS-regression

För OLS-regressionens del transformeras data enligt ett antagande om att sambandet mellan den beroende och oberoende variabeln beskrivs av ett linjärt förhållande. OLS-regressioner, så som andra regressioner, är även känsliga för extremvärden, vilket också kan vara en orsak till att transformera variabeln (Chen et al. 2003). På grund av stor spridning i data logaritmeras variablerna för andelen barn i kommunen, andelen personer med främmande modersmål, folkmängden och kommunens yta. I och med detta beskrivs sambandet mellan de transformerade variablerna och utfallsvariabeln som en procentuell förändring i oberoende variabeln. Utöver detta kvadreras variabeln för andelen kvinnor med högskoleutbildning, så att variabeln får korrekt funktionell form.

Efter att variablerna transformerats kan modellen testas genom ett så kallat RESET-test (*regression specification error test*) samt ett *link*-test (*model specification link test for single-equation models*). RESET-testet kontrollerar om modellen saknar en relevant variabel eller om variablerna borde transformeras. *Link*-testet fungerar på ett liknande sätt genom att utgående från modellens prediktion skapa nya variabler som sedan inkluderas i modellen. Om modellen är väl specificerad borde inga nya, konstruerade variabler vara signifikanta (Chen et al. 2003). Testen antyder att modellen med transformerade variabler är bättre specificerad. Testen presenteras i appendix 2b.

Ett viktigt antagande för OLS-regressioner är att feltermsvariansen ska vara konstant för alla värden på x-variabeln. Då är feltermen homoskedastisk och standardfelen blir mer sanningsenliga. För att upptäcka möjlig heteroskedasticitet används både grafiska och numeriska test. Genom att skissa upp det predikterade utfallet och residualerna i ett spridningsdiagram, kan en varians i feltermen upptäckas snabbt. Det är dock skäligt att även inkludera numeriska test om diagrammet inte ger entydiga svar. De vanligaste testen för att hitta heteroskedasticitet är *White's*-test samt *Breusch-Pagan*-testet. Båda testen prövar nollhypotesen om att feltermsvariansen är homogen (Chen et al. 2003). Spridningsdiagrammet och de numeriska testen antyder att feltermsvariansen är konstant och att modellen inte lider av heteroskedasticitet. Testen redovisas i appendix 5.

Liksom i andra regressionsmodeller bör modellen vara korrekt specificerad för att ge så sanningsenliga estimat som möjligt. Det är inte ändamålsenligt att inkludera irrelevanta variabler i modellen eller vice versa exkludera variabler som har en stor betydelse för modellens estimat. En

dåligt specificerad modell kan förvränga estimaten. Det finns en rad olika sätt för att kontrollera modellens *goodness-of-fit*.

Vid körning av en OLS-regression, anger STATA en del kvalitetsmått på såväl estimaten och modellen som helhet. Förklaringsgraden R^2 är en automatiskt genererad indikator som beskriver modellens förklaringsstyrka. Förklaringsgraden anger hur stor andel av variationen i utfallsvariabeln förklaras av de oberoende variablerna. Nackdelen med R^2 är att den antar högre värden än efter att flera variabler läggs till i modellen, även om variablerna skulle vara irrelevanta. En modifierad och mer korrekt indikator är därför justerade R^2 (*adjusted R^2*), som tar i beaktande antalet variabler i modellen (Woolridge, 2013).

Utöver att studera R^2 kan modellens lämplighet studeras genom till exempel *Akaike information criterion* (AIC) och *Bayesian information criterion* (BIC). Dessa är användbara då två olika modeller jämförs. Både AIC och BIC jämför modellens komplexitet med modellens förklaringskraft. Genom att inkludera och exkludera variabler från modellen och samtidigt studera variablernas signifikansnivåer, modellens justerade förklaringsgrad och AIC och BIC kan det avgöras vilken kombination av förklarande variabler som är lämpligast (Woolridge 2013).

Som en slutsats av denna modellspecifikation och modelldiagnostik exkluderas variabeln för skattesats från modellen. Effekten på kvinnors sysselsättningsgrad är väldigt icke-signifikant och enligt AIC- och BIC-testen ger modellen bättre resultat utan variabeln. De olika *goodness-of-fit*-testen presenteras i appendix 3b.

7. Avslutande diskussion

Syftet med denna avhandling har varit att identifiera faktorer som skiljer kommuntilläggskommuner från andra kommuner. Genom en logistisk regressionsanalys har det estimerats hur oddset för att en kommun erbjuder kommuntillägg påverkas av variabler som beskriver befolknings- och kommunstrukturen. Variablerna har valts utgående från tidigare studier inom kommuntillägg för hemvårdsstöd samt den teori som presenterats om offentligt beslutsfattande. Miettunens (2008) studie *Lasten kotihoidon tuen kuntalisät osana suomalaista päivähoidojärjestelmää* har i stor grad fungerat som utgångspunkt för avhandlingen. Variabelantalet har dock utökats och mera vikt har lagts på förklarande variabler om kommunens beslutsfattande organ.

Enligt de resultat som presenterats i tabell 4 kan det identifieras variabler som har en statistiskt signifikant effekt på oddset för att erbjuda kommuntillägg. I kommuntilläggskommunerna är befolkningstillväxten ofta positiv och antalet barn ökar. Hur stor andel av kommunbefolkningen som består av barn under 3 år har dock i sig inte en positiv inverkan på oddset att erbjuda tillägg. Detta skiljer sig från Miettunens studie från 2008, där andelen barn hade en positiv inverkan på oddset att erbjuda kommuntillägg.

Av de variabler som beskriver kommunens ekonomiska situation har kommunalskattesatsen ett signifikant negativt samband med förekomsten av kommuntillägg. Ju lägre skatteprocent desto bättre ekonomiskt läge i kommunen och desto bättre ekonomiska förutsättningar att erbjuda kommuntillägg. Soliditetsgraden verkar ha ett negativt samband med förekomsten av kommuntillägg, vilket tyder på att den långsiktiga ekonomiska stabiliteten inte har en positiv inverkan på förekomsten av kommuntillägg.

Som ett nytt bidrag till forskningen om kommuntillägg ger resultaten från denna avhandling empiriskt stöd för att olika egenskaper i kommunfullmäktige har en betydelse för förekomsten av kommuntillägg. Andelen kvinnor i kommunfullmäktige har signifikant negativ effekt på förekomsten av kommuntillägget, vilket tyder på att kommuntillägget inte aktivt förespråkas av specifikt kvinnliga ledamöter. Däremot har medelåldern bland fullmäktigeledamöter en positiv effekt på oddset för att en kommun ska erbjuda kommuntillägg. Äldre ledamöter har möjligtvis mer konservativa åsikter angående hemvård av barn, vilket kan synas i beslutsfattandet. Den politiska sammansättningen kan

även sägas ha en effekt på förekomsten av tillägget, trots att signifikansen ligger precis utanför 10-procentsnivån. Detta är i linje med att Centern, Sannfinländarna och Kristdemokraterna förespråkade hemvård i samband med kommunalvalet 2017 och underströk dess värde för familjerna (Centern i Finland, 2017; Sannfinländarnas, 2017; Kristdemokraterna, 2017). Ett stort sammanlagt understöd för dessa partier ökar därför på oddset att erbjuda kommuntillägg i kommunen.

Enligt medianväljarteoremet tar beslutfattarna sina beslut enligt medianväljaren för att maximera sitt väljarstöd. Teorin om medianväljaren anses inte vara väldigt användbar i verkligheten och det är svårt att säga om denna studie har gett stöd för den. Enligt Congleton (2004) kan medianväljarteoremet beskriva politikernas beteende om den aktuella frågan är tydlig och väljaren är väl informerad och intresserad om ämnet. Kommuntillägget har sällan blivit en riktigt stor fråga i kommunalval trots att den nämnts i vissa kommunalvalsprogram. Det är därför sannolikt att väljaren inte har en tydlig uppfattning om hurdan åsikt en enskild kandidat har om kommundillägget, vilket leder till att medianväljaren blir svår att definiera. Däremot kan partiunderstödet ge en viss fingervisning om medianväljaren i denna fråga. Om Centern, Sannfinländarna och Kristdemokraterna har haft ett starkt understöd i kommunen tidigare kan en kandidat anta att medianväljaren är för ett kommundillägg.

Resultaten i denna avhandling ger också stöd för att beslutfattarna agerar enligt egna preferenser och inte endast tänker på att maximera sina röster. Medelåldern och kvinnors andel i fullmäktige är variabler som beskriver ledamöternas personliga egenskaper och dessa har enligt resultaten en inverkan på beslutsfattandet då det kommer till kommundillägg till hemvårdsstöd. *Citizen candidate*-modellen kan därmed få stöd från denna avhandling.

Till skillnad från förväntningarna fick diffusionshypotesen inget stöd i denna studie, trots att den deskriptiva statistiken i tabell 3 och figur 4 antydde att kommundillägget förekommer i kluster och att kommuner med kommundillägg i grannkommunerna i större utsträckning erbjuder ett tillägg. Resultaten kunde dock se annorlunda ut om variabeln för diffusion skulle viktats så att kommuner med många kommundilläggskommuner som grannar skulle få en tyngre observation. Utformningen av en sådan variabel skulle dock ha krävt en betydande mängd handarbete som inte var realistiskt att genomföra i samband med denna avhandling.

Sambandet mellan kommuntillägget och kvinnors sysselsättningsgrad är enligt resultatet positivt. Resultaten tyder på att kommuntillägg erbjuds oftare i kommuner med högre sysselsättning bland kvinnor, vilket kan bero på att det i dessa kommuner behövs extra ekonomiskt incitament för att få kvinnor att stanna hemma istället för att delta i arbetskraften. Det är möjligt att kvinnor på dessa orter har goda sysselsättningsmöjligheter och är därför mer benägna att förvärvsarbeta.

Variabler som har ett samband både med förekomsten av kommuntillägget och kvinnors sysselsättningsgrad presenterades och analyserades i avsnitt 5.3. Andelen barn, nettoflyttningen och naturliga folkökningen hade en likadan inverkan på utfallet både i den logistiska regressionen och i OLS-regressionen. En befolkningsökning verkar ha en positiv inverkan både på förekomsten av kommuntillägg och på sysselsättningsgraden, vilket kan förklaras av att unga människor i barnafödande ålder i större grad flyttar till områden där sysselsättningsmöjligheterna för kvinnor är goda och där kommuntillägg behövs för att minska efterfrågan på dagvård. Andelen barn hade däremot en negativ effekt både på förekomsten av kommuntillägg och på sysselsättningsgraden.

Av de ekonomiska variablerna påvisade soliditetsgraden ett negativt samband både med kommuntillägget och med kvinnors sysselsättning. Orsakerna till detta kan förklaras av att en mer långsiktigt ekonomisk stabilitet inte sammanhänger med utbetalning av ett kommuntillägg, som ofta ses som ett sätt att reglera kostnader på kort sikt (Räsänen et al. 2019). Samtidigt är kommuner med hög soliditetsgrad oftare kommuner med stor primärproduktion där kvinnorna traditionellt sett inte haft lika bra sysselsättningsmöjligheter (Finlands officiella statistik, 2020). Det är möjligt att detta även sammanhänger med förekomsten av kommuntillägg. I kommuner med betydande primärproduktion behövs inte kommuntillägget för att minska efterfrågan på kommunal dagvård.

Vad dessa samband säger om hemvårdsstödet inverkan på kvinnors sysselsättningsgrad i ett större perspektiv är svårt att avgöra. Detta beror på att studien är utförd som en tvärsnittsstudie som endast omfattar situationen för 2018. Inga kausala samband kan påvisas genom studien och utveckling över tid kan inte heller identifieras. Utöver det skiljer sig kommuntillägget från det lagstadgade hemvårdsstödet. Med hjälp av kommuntillägget kan kommunen försöka påverka barnfamiljers beteendemönster och minska på kortsiktiga kostnader inom småbarnspedagogiken (Räsänen et al. 2019). Ett lagstadgat hemvårdsstöd har däremot inte som syfte att hålla mammorna och barnen

hemma utan finns till för att ge ersättning för hemvården och en grundtrygghet för föräldrar som stannar hemma på vårdledighet (Folkpensionsanstalten, 2020).

Enligt teorin om arbetskraftsutbud leder en ökning i arbetsfri inkomst till lägre utbud av arbetskraft (Björklund et al. 2014). Genom att studera kommuntillägg till hemvårdsstöd och kvinnors sysselsättningsgrad under 2018 kan stöd för denna teori inte identifieras. Till skillnad från andra slags arbetsfria inkomster är hemvårdsstöd ett bidrag som i stor grad innefattar olika normer och värderingar. Familjernas preferenser och åsikter om hemvård av barn spelar starkt in då beslut om arbetskraftsdeltagande görs. Enligt Berglund (2009) är beslutet att delta i arbetskraften en summa av ekonomiska, psykologiska och sociala faktorer, varav den sistnämnda har en betydande effekt på beslutet. Enligt Hakims (2000) preferensteori påverkar förändringar i familjepolitik dessutom olika slags kvinnor. Det är möjligt att mammorna i kommuner med hög sysselsättningsgrad är i större grad arbetscentrerade kvinnor vars arbetskraftsutbud inte påverkas av en ökning i hemvårdsstödet. Alternativt kan de sociala drivkrafterna, normerna och yttre förväntningarna påverka arbetskraftsutbudet på ett sätt som inte kan identifieras i denna studie.

Enligt Statistikcentralens befolkningsprognos (Finlands officiella statistik, 2019b) kommer den demografiska försörjningskvoten att stiga i så gott som hela landet under de kommande årtiondena. Detta betyder att befolkningen i arbetsför ålder har allt större andel barn och pensionärer att försörja i framtiden. En sådan utveckling kommer att lägga både den kommunala och statliga ekonomin på prov. Hurdana effekter kommuntillägget eller hemvårdsstödet överlag har på deltagandet i arbetskraften är därmed värt att studera även i fortsättningen. Longitudinella studier med tidsseriedata kan möjligtvis på ett bättre sätt estimerar kommuntilläggets inverkan på kvinnors sysselsättningsgrad före och efter införandet av tillägget. Detta försvåras dock att bristfällig tillgång till data då omfattande statistik om kommuntillägg till hemvårdsstöd inte samlas från kommunerna årligen.

Enligt befolkningsprognosen (Finlands officiella statistik, 2019b) kommer nativiteten att fortsätta sjunka under de kommande årtiondena. Antalet barn kommer att sjunka i så gott som alla kommuner fram till 2040, vilket naturligtvis påverkar efterfrågan på småbarnspedagogik. Om kvinnors arbetskraftsdeltagande däremot stiger kommer en allt större andel av barnen att delta i småbarnspedagogik. På grund av kommunernas väldigt varierande utgångslägen kommer den framtida utvecklingen att föra med sig olika slags utmaningar för kommunerna. I vissa kommuner

kommer det att finnas ett stort behov av att anpassa servicenätverket enligt en minskande efterfrågan, vilket i sin tur kan påverka dagvårdens tillgänglighet. I många kommuner är avstånden långa och daghemmet kan därför vara placerat långt borta.

I framför allt Nyland påverkas småbarnspedagogiken också av den personalbrist som råder inom branschen (Hyvinvointiala, 2019). Om urbaniseringstrenden fortsätter kan kommuner med personalbrist bli tvungna att införa ett kommuntillägg eller höja det för att försöka minska efterfrågan på dagvård. Därför finns det även ett behov av att studera om ett förhöjt hemvårdsstöd verkligen påverkar efterfrågan på dagvård. Oberoende utgångspunkt är det nödvändigt att i kommunerna lägga större vikt på långsiktig planering inom utbildningssektorn för att på bästa möjliga sätt kunna möta olika slags utmaningar.

Källförteckning

Ahlgren-Leinvuo, H. 2016. Kuuden suurimman kaupungin lasten päivähoidon palvelut ja kustannukset vuonna 2015. *Kuusikko-työryhmän julkaisusarja 5/2016*.

Andrén, T. 2011. Kvinnors och mäns arbetsutbudsprefenser: analys med en strukturell diskret arbetsutbudsmodell. *Konjunkturinstitutets specialstudier nr 24, 2/2011*.

Arrow, Kenneth J. 1951. *Social Choice and Individual Values*. New York: Wiley.

Bartlett, J. 2014. Checking functional form in logistic regression using loess plots. *The Stats Geek*. [Blogg]. 13 september. URL: <https://thestatsgeek.com/2014/09/13/checking-functional-form-in-logistic-regression-using-loess/> (Läst 13.4.2020)

Berglund, T. 2009. Viljan att förvärvsarbeta efter en lotterivinst. *Arbetsmarknad & Arbetsliv* 15(2): 29-41.

Besley, T. 2006. *Principled agents?: The political economy of good government*. Oxford; New York: Oxford University Press.

Besley, T. & Coate, S. 1997. An economic model of representative democracy. *The Quarterly Journal of Economics* 112(1): 85-114.

Bjerling, J., & Ohlsson, J. 2010. *En introduktion till logistisk regressionsanalys. Arbetsrapport nr 62*. URL: https://gupea.ub.gu.se/bitstream/2077/40128/1/gupea_2077_40128_1.pdf (Läst 18.2.2020)

Björklund, A., Edin, P., Fredriksson, P., Holmlund, B. & Wadensjö, E. 2014. *Arbetsmarknaden*. Fjärde upplagan. Lund: Studentlitteratur.

Campbell, J. L. 2004. *Institutional change and globalization*. New Jersey: Princeton University Press.

Centern i Finland. 2017. *Huolenpitoa – huomennakin. Keskustan vaihtoehto kuntavaaleissa 2017*. URL: <https://www.keskusta.fi/loader.aspx?id=e5e2b5dd-b8d6-473c-9caa-8abfccba72f4> (Läst 23.4.2020)

Chattopadhyay, R. & E. Duflo. 2004. Women as policy makers: Evidence from a randomized policy experiment in India. *Econometrica* 72(5): 1409-43.

Chen, X., Ender, P., Mitchell, M. & Wells, C. 2003. *Regression with Stata*. URL: <https://stats.idre.ucla.edu/stat/stata/webbooks/reg/default.htm> (Läst 1.4.2020)

Congleton R. D. 2004. *The Median Voter Model*. I Rowley C.K., Schneider F. (red.). *The Encyclopedia of Public Choice*. Boston: Springer, 707-712

Djupsjöbacka, Angela. 2020. Kapitel 18: LINJÄRA SANNOLIKHETSMODELLER, LOGIT OCH PROBIT. [Statistikkompedium]. Åbo Akademi. Fakulteten för samhällsvetenskaper och ekonomi. Kursen *Ekonometri*.

Downs, Anthony. 1957. *An Economic Theory of Democracy*. New York: HarperCollins.

Elinder, M., Erixson, O., & Ohlsson, H. 2012. The impact of inheritances on heirs' labor and capital income. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy* 12(1).

Finansministeriets publikationer 2019:49. *Ekonomisk översikt, hösten 2019*. URL: <http://urn.fi/URN:ISBN:978-952-367-031-0> (Läst 11.11.2019)

Finansministeriets publikationer 2019:52. *Kuntatalousohjelma 2020–2023. Syksy 2019*. URL: <http://urn.fi/URN:ISBN:978-952-367-034-1> (Läst 11.11.2019)

Finansministeriets publikationer 2020:13. *Kunnat käännekohdassa? Kuntien tilannekuva 2020*. URL: <http://urn.fi/URN:ISBN:978-952-367-065-5> (Läst 17.2.2020)

Finlands Kommunförbund. 2019. *Allmän anvisning om upprättande av bokslut och verksamhetsberättelse för kommuner och samkommuner*. Helsingfors: Arbets- och näringsministeriet.

Finlands officiella statistik. 2018. *Työvoimatutkimus. Perheet ja työ 2018, 5 Käsitteitä*. Helsingfors: Statistikcentralen. URL: http://www.stat.fi/til/tyti/2018/14/tyti_2018_14_2019-11-14_kat_005_fi.html (Läst 23.4.2020)

Finlands officiella statistik. 2019a. *Arbetskraftsundersökning*. Helsingfors: Statistikcentralen. URL: http://www.stat.fi/til/tyti/kas_sv.html (Läst: 28.10.2019)

Finlands officiella statistik. 2019b. *Befolkningsprognos*. Helsingfors: Statistikcentralen. URL: http://www.stat.fi/til/vaenn/index_sv.html (Läst 2.5.2020)

Finlands officiella statistik. 2019c. *Familjer*. Helsingfors: Statistikcentralen. URL: http://www.stat.fi/til/perh/index_sv.html (Läst: 10.11.2019)

Finlands officiella statistik. 2020. *Sysselsättning*. Helsingfors: Statistikcentralen. URL: http://www.stat.fi/til/tyokay/index_sv.html (Läst: 30.4.2020)

Folkpensionsanstalten. 2019. *Mottagare av barnavårdsstöd och utbetalda barnavårdsstöd*. URL: https://www.kela.fi/web/sv/statistikdatabasen-kelasto_innehall#Barnfamiljer (Läst 25.1.2020)

Folkpensionsanstalten. 2020. *Kotihoidon tuki. Etuusohje*. URL: <https://www.kela.fi/documents/10192/3241137/Kotihoidon%20tuki.pdf> (Läst 12.5.2020)

Gruber, J. 2011. *Public finance and public policy*. 3. upplagan. New York: Worth Publishers.

Hakim C. 2000. *Work-lifestyle choices in the 21st century*. New York: Oxford University Press.

- Hiilamo, H., & Kangas, O. 2009. Trap for Women or Freedom to Choose? The Struggle over Cash for Child Care Schemes in Finland and Sweden. *Journal of Social Policy* 38(3): 457-475.
- Hyvinvointiala HALI ry. 2019. *Varhaiskasvatuksen työvoimapula huolestuttaa*. URL: <https://www.hyvinvointiala.fi/varhaiskasvatuksen-tyovoimapula-huolestuttaa/> (Läst 17.5.2020)
- Kalenius, A. 2014. Koulutus, työllisyys ja työttömyys. *Opetus- ja kulttuuriministeriön julkaisuja 2014:13*. URL: <https://julkaisut.valtioneuvosto.fi/bitstream/handle/10024/75221/okm13.pdf?sequence=1&isAllowed=y> (Läst 13.4.2020)
- Karhula, A., Erola, J. & Kilpi-Jakonen, E. 2016. Varhaisella päivähoidolla myönteinen vaikutus koulutukseen. *Eriarvoisuuden torjuminen niukkuuden aikana*. [Blogg] 11/2016. URL: <https://blogit.utu.fi/tita/varhaisella-paivahoidolla-myonteinen-vaikutus-koulutukseen/> (Läst 1.11.2019)
- Karila, K. 2016. Vaikuttava varhaiskasvatus. Tilannekatsaus toukokuu. *Raportit ja selvitykset 2016:6*. Helsingfors: Utbildningsstyrelsen. URL: https://www.opf.fi/sites/default/files/documents/vaikuttava_varhaiskasvatus.pdf (Läst 11.11.2019)
- Keyriläinen, M. 2019. *Perhevapaan vaikutus naisten urakehitykseen kielteisempi korkeakoulutetuilla*. Statistikcentralen. URL: <http://www.stat.fi/tietotrendit/artikkelit/2019/perhevapaan-vaikutus-naisten-urakehitykseen-kielteisempi-korkeakoulutetuilla/> (Läst 17.2.2020)
- Kosonen T. 2013. To work or not to work? The effect of childcare subsidies on the labour supply of parents. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy* 14(3): 817–848. URL: https://www.ifo.de/DocDL/cesifo1_wp4065.pdf (Läst 1.11.2019)
- Kosonen, T. & Huttunen, K. 2018. Kotihoidon tuen vaikutus lapsiin. Helsinki: Palkansaajien tutkimuslaitos. URL: https://www.labour.fi/?wpfb_dl=4669 (Läst 25.3.2020)
- Kristdemokraterna. 2017. *Kuntavaaliohjelma 2017*. URL: https://www.kd.fi/files/2016/11/Kuntavaalit2017_Kuntavaaliohjelma_hyvaksytty_lopullinen.pdf (Läst 23.4.2020)
- Lagar och förordningar:
Förordning om ändring av förordningen om barndagvård 1336/1994.
Kommunallagen 410/2015.
Lagen om servicesedlar inom social- och hälsovården 569/2009.
Lagen om småbarnspedagogik 540/2018.
Lagen om stöd för hemvård och privatvård av barn 1128/1996.
- Lahtinen, J. & Svartsjö, M. 2018. *Kotihoidontuen ja yksityisen hoidon tuen kuntalisät ja palveluseteli*. Helsingfors: Kommunförbundet. URL: https://www.kuntaliitto.fi/sites/default/files/media/file/Kuntalis%C3%A4t_palveluseteli_raportti_2018_tiedoteliite_19062018_0.pdf (Läst 19.10.2019)

- Levitt, Steven D. 1996. How Do Senators Vote? Disentangling the Role of Voter Preferences, Party Affiliation, and Senate Ideology. *American Economic Review* 86(3): 425–41.
- Lindahl, E. 1958. *Just Taxation—A Positive Solution*. I Musgrave R. A., Peacock A. T. (red.). *Classics in the Theory of Public Finance*. London: Palgrave Macmillan, 168–176.
- Meyer, J. W., Frank, D. J., Hironaka, A., Schofer, E., & Tuma, N. B. 1997. The structuring of a world environmental regime, 1870–1990. *International organization*, 51(4): 623–651.
- Miettunen, L. 2008. *Lasten kotihoidon tuen kuntalisät osana suomalaista päivähoitojärjestelmää*. Helsingfors: Folkpensionsanstalten. URL: <https://helda.helsinki.fi/bitstream/handle/10138/39616/Tyopapereita47.pdf> (Läst 10.10.2019)
- Nordic Statistics. 2019. *CHIL03: Children in day-care by reporting country, age, unit and time*. URL: <https://www.nordicstatistics.org/nordic-gender-equality-indicators/> (Läst 12.5.2020)
- Nordic Statistics. 2020. *LABO05: Inactive population by reason, sex, reporting country and time*. URL: <https://www.nordicstatistics.org/nordic-gender-equality-indicators/> (Läst 12.5.2020)
- Osborne, M. J., & Slivinski, A. 1996. A model of political competition with citizen-candidates. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(1): 65–96.
- Peutere, L., Haataja, A., Vahtera, J., Kivimäki, M., Pentti, J. & Virtanen, P., 2014. Heikentääkö kotihoidon tuen kuntalisä äitien kiinnittymistä työelämään? *Yhteiskuntapolitiikka* 79(3): 291–305. URL: <http://www.julkari.fi/bitstream/handle/10024/116240/peutere.pdf?sequence=1> (Läst 10.11.2019)
- Räsänen, T., Österbacka, E., Valaste, M., & Haataja, A. 2019. *Lastenhoidon tukien vaikutus äitien osallistumiseen työmarkkinoille*. Helsingfors: Folkpensionsanstalten. URL: <https://helda.helsinki.fi/bitstream/handle/10138/299186/Raportteja14.pdf?sequence=1&isAllowed=y> (Läst 19.10.2019)
- Sannfinländarna. 2017. *Arjesta se alkaa. Perussuomalaisten kuntavaalisohjelma 2017*. URL: <https://www.perussuomalaiset.fi/kuntavaalit-2017/kuntavaaliohjelma-2017-arjesta-alkaa/> (Läst 23.4.2020)
- Sarkar, S. K., Midi, H. and Rana, S. 2011. Detection of outliers and influential observations in binary logistic regression: An empirical study. *Journal of Applied Sciences*, 11(1): 26–35.
- Statsrådets publikationer 2019:32. *Regeringsprogrammet för statsminister Sanna Marins regering 10.12.2019. Ett inkluderande och kunnigt Finland – ett socialt, ekonomiskt och ekologiskt hållbart samhälle*. URL: <http://urn.fi/URN:ISBN:978-952-287-810-6> (Läst 12.5.2020)
- Stratmann, T. 2000. Congressional Voting over Legislative Careers: Shifting Positions and Changing Constraints. *American Political Science Review* 94(3): 665–76.
- Takala, P. 2000. *Lastenhoito ja sen julkinen tuki*. Helsingfors: Stakes.

Tervola, J. 2015. Maahanmuuttajien kotihoidon tuen käyttö 2000-luvulla. *Yhteiskuntapolitiikka* 80 (2): 121-133. URL: <http://www.julkari.fi/bitstream/handle/10024/125915/tervola.pdf?sequence=2> (Läst 7.11.2019)

Toivanen-Visti, O. 2019. Varhaiskasvatuksella huomattavasti suurempi rooli osaamisen kehittymisessä kuin aiemmin luultu. *MustRead*. 13 maj. URL: <https://www.mustread.fi/artikkelit/varhaiskasvatuksella-huomattavasti-suurempi-rooli-osaamisen-kehittymisessa-kuin-aiemmin-luultu/> (Läst 1.11.2019)

Tufte, P. A. 2000. *En intuitiv inneførelse i logistisk regresjon*. Oslo: Statens institutt for forbruksforskning.

Usher, D. 2005. Assessing the citizen–candidate model. *Public Choice* 125(1-2): 43-65.

Valtanen, M. 2018. Vauvarahan sijasta hyviä palveluita? – Haussa Suomen vauvaystävällisin kunta. *Kuntalehti*. 23 augusti. URL: <https://kuntalehti.fi/uutiset/paatoksenteko/vauvarahan-sijasta-hyvia-palveluita-haussa-suomen-vauvaystavallisin-kunta/> (Läst 25.4.2020)

Wicksell, K. 1896. A New Principle of Just Taxation. I Musgrave R. A., Peacock A. T. (red.). *Classics in the Theory of Public Finance*. London: Palgrave Macmillan, 72-118.

Wooldridge, J. 2013. *Introductory Econometrics: A modern approach*. 5. upplagan. Mason: Cengage Learning.

Ylikännö, M., Hakovirta, M., Salin, M. 2016. *Miten perhevapaat tulisi jakaa äidin ja isän kesken? Asenteet Suomessa ja muualla Euroopassa*. I Haataja, A., Airio, I., Saarikallio-Torp, M., Valaste, M., (red.). *Laulu 573 566 perheestä. Lapsiperheet ja perhepolitiikka 2000-luvulla*. Helsinki: Kela, 226–245.

Appendix 1. Multikollinearitet

Tabell 6. Korrelationsmatris

Varier	Kommun- tillägg	Kvinnors sysselsättnings- grad	Andelen barn under 3 år	Positiv netto- flyttning	Positiv naturlig ökning	Folk- mängd	Andelen högutbildade	Andelen med främmande modersmål	Skatte- sats	Års- bidrag	Soliditet	Kommun- fullmäktiges medelålder	Andelen kvinnor i kommun- fullmäktige	Understöd för C, SF och KD	Kommunens yta	Diffusion
Kommuntillägg	1															
Kvinnors sysselsättningsgrad	0,09	1														
Andelen barn under 3 år	-0,04	0,40	1													
Positiv nettoflyttning	0,23	0,26	0,22	1												
Positiv naturlig ökning	0,09	0,37	0,69	0,39	1											
Folk mängd	0,20	0,03	0,17	0,37	0,29	1										
Andelen högutbildade	0,17	0,60	0,37	0,45	0,43	0,31	1									
Andelen med främmande modersmål	0,17	0,20	0,10	0,32	0,16	0,61	0,29	1								
Skattesats	-0,35	-0,19	-0,12	-0,46	-0,22	-0,37	-0,34	-0,40	1							
Årsbidrag	0,16	-0,14	-0,20	0,17	-0,09	0,11	0,02	0,10	-0,33	1						
Soliditet	0,12	-0,27	-0,32	0,09	-0,28	0,07	-0,11	0,04	-0,37	0,47	1					
Kommunfullmäktiges medelålder	0,03	-0,32	-0,46	-0,15	-0,37	-0,20	-0,19	-0,15	0,11	0,14	0,14	1				
Andelen kvinnor i kommunfullmäktige	0,13	0,11	0,10	0,22	0,21	0,22	0,21	0,23	-0,27	0,05	0,09	-0,17	1			
Understöd för C, SF och KD	-0,07	-0,34	-0,04	-0,27	-0,09	-0,29	-0,36	-0,49	0,32	-0,02	0,00	0,03	-0,28	1		
Kommunens yta	0,18	-0,06	-0,14	0,04	-0,12	0,02	0,02	-0,06	-0,11	0,15	0,12	0,19	0,11	-0,05	1	
Diffusion	0,11	0,07	-0,09	0,00	-0,07	0,05	0,06	0,05	-0,15	0,16	0,09	0,06	-0,10	0,04	0,15	1

Tabell 7. *Variance inflation factor*-test (VIF-test) för multikolaritet

Variabler	VIF-test
Kvinnors sysselsättningsgrad	2,17
Andelen barn under 3 år	2,30
Positiv nettoflyttning	1,60
Positiv naturlig ökning	2,45
Folkmängd	1,09
Andelen högutbildade	2,02
Andelen med främmande modersmål	2,10
Skattesats	1,90
Årsbidrag	1,41
Soliditet	1,71
Kommunfullmäktiges medelålder	1,45
Andelen kvinnor i kommunfullmäktige	1,25
Understöd för C, SF och KD	1,63
Kommunens yta	1,14
Diffusion	1,12
Genomsnittlig VIF	1,76

Appendix 2. Modellspecifikation

Appendix 2a. Modellspecifikation för logistisk regression

Tabell 8. Linktest för logistisk regression

	Utan transformerade variabler	Med transformerade variabler och interaktionsterm
<i>hatsq</i> $P > z $	0,529	0,814

Appendix 2b. Modellspecifikation för OLS-regression

Tabell 9. Linktest och RESET-test för OLS-regression

	Utan transformerade variabler	Med transformerade variabler
Linktest		
<i>hatsq</i> $P > z $	0,246	0,393
RESET-test		
<i>Prob > F</i>	0,3902	0,4568

Appendix 3. *Goodness-of-fit*-testAppendix 3a. *Goodness-of-fit*-test för logistisk regression**Tabell 10.** Hosmer-Lemeshow-test för logistisk regression

	Modell med alla variabler	Modell utan språk och diffusion
Hosmer-Lemeshow chi2	4,28	3,66
Prob > chi2	0,8314	0,8867

Appendix 3b. *Goodness-of-fit*-test för OLS-regression**Tabell 11.** AIC, BIC och justerad R² för OLS-regression

	Modell med alla variabler	Modell utan skattesats
AIC	1503,576	1501,576
BIC	1566,254	1560,568
Justerad R²	0,5804	0,5819

Appendix 4. Inflytelserika observationer

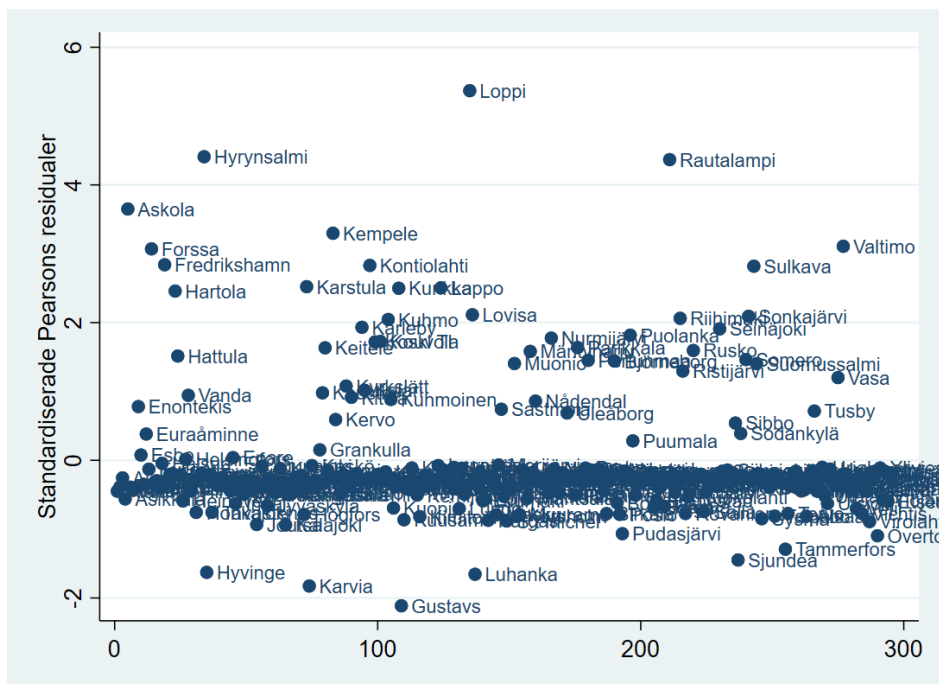


Figure 5. Standardiserade Pearsons residualer.

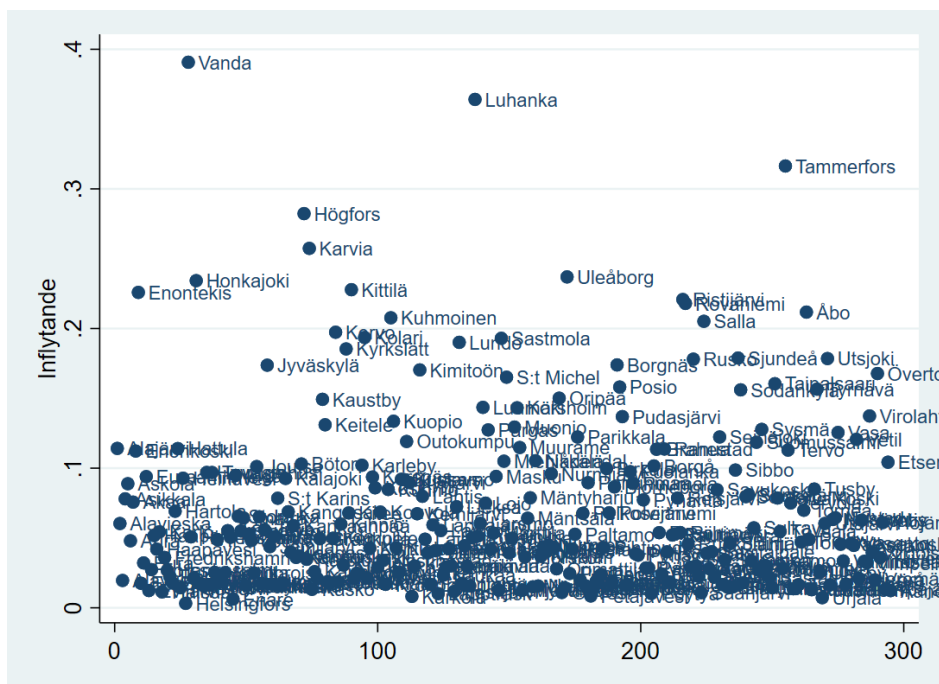
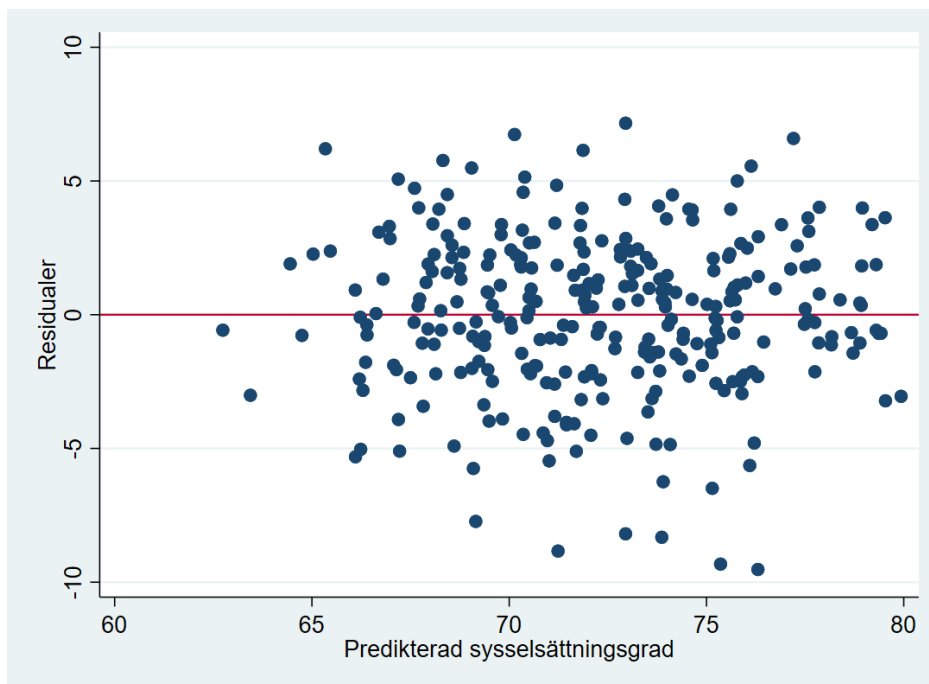


Figure 6. Pregibons inflytelsetest.

Tabell 12. Hosmer-Lemeshow-test med och utan inflytelserika observationer

	Modell med alla observationer	Modell utan Vanda, Luhanka och Tammerfors
Hosmer-Lemeshow chi2	4,28	5,24
Prob > chi2	0,8314	0,7315

Appendix 5. Heteroskedasticitet



Figur 7. Grafisk kontroll för heteroskedasticitet.

Tabell 13. White's- och Breusch-Pagan-test för heteroskedasticitet

	<i>White's-test</i>	<i>Breusch-Pagan-testet</i>
chi2	154,47	0,14
Prob > chi2	0,0982	0,7052